VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ-TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA

EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Kvantifikace rizika měnových expozic s využitím Value at Risk

Quantification of Currency Risk Exposures Using Value at Risk

Student: Eliška Stiborová

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Tomáš Tichý, Ph.D

Ostrava 2013

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Eliška Stiborová**

Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202T010 Finance

Specializace: 00 Finance

Téma: Kvantifikace rizika měnových expozic s využitím Value at Risk
Quantification of Currency Risk Exposures Using Value at Risk

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Popis základních konceptů řízení finančních rizik
3. Definice a rozbor vybraných postupů
4. Aplikace na zvolené měnové kurzy
5. Závěr

Seznam použité literatury
Seznam zkratek
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

ALEXANDER, Carol. *Market Risk Analysis. Volume IV. Value-at-Risk Models.* Chichester: Wiley, 2008. 449 p. ISBN 978-0-470-99788-8.
HULL, John C. *Risk Management and Financial Institutions.* 2nd ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2007. 500 p. ISBN 0-13-239790-0.
RESTI, Andrea a Andrea SIRONI. *Risk management and shareholders value in banking: from risk measurement models to capital allocation policies.* 1st ed. Chichester: Wiley, 2007. 782 p. ISBN 978-0-470 -02978-7.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Tomáš Tichý, Ph.D.**

Datum zadání: 23.11.2012
Datum odevzdání: 26.04.2013

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ-TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
Ekonomická fakulta
1

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh vypracovala samostatně.“

V Ostravě dne 26 dubna 2013 Podpis: *Elita Štěrová*

Ráda bych poděkovala vedoucímu diplomové práce doc. Ing. Tomáši Tichému, Ph.D. za vedení a cenné rady při zpracování diplomové práce a možnosti zúčastnit se Studentské grantové soutěže (SGS).

Obsah

1 Úvod

Riziko můžeme chápat jako možnost, že s určitou pravděpodobností nastane událost, která se liší od předpokládaného stavu nebo vývoje. V souvislosti s tím musíme předpovídat budoucí vývoj s určitou pravděpodobnostní naplnění této hrozby. Proto je zvládnutí rizika jeden z velice důležitých předpokladů pro úspěšné řízení banky. Identifikací, simulací a měřením rizika se ve finančních institucích zabývá risk management. Pro měření rizika je využívána hodnota Value at Risk, která je jednou z nejpoužívanějších statistik a měří potenciální riziko ekonomických ztrát. Value at Risk přitom představuje maximální možnou ztrátu na dané hladině spolehlivosti.

Cílem této diplomové práce je ověření hodnoty Value at Risk na hladině spolehlivosti 99 % a její následné zpětné testování. Zpětným testováním je vybrán nejlepší model odhadu hodnoty Value at Risk, která je měřena na základě denních výnosů za období devíti let. Pro stanovení hodnoty Value at Risk budou použity tří modely marginálních rozdělení. Vybraná pravděpodobnostní rozdělení jsou normální, variance gamma a normal inverse Gaussian rozdělení.

Práce je rozdělena do pěti kapitol včetně úvodu a závěru. Druhá kapitola je věnována základním konceptům řízení finančních rizik, kde je charakterizováno hlavně úvěrové a tržní riziko. Dále je popsána hodnota Value at Risk, základní pojmy pro výpočet hodnoty a tři metody odhadu této hodnoty, kterými jsou analytická metoda, historická simulace a simulace Monte Carlo.

Ve třetí kapitole jsou definovány a rozebrány vybrané postupy. První jsou popsány momenty náhodných proměnných, jako je střední hodnota, směrodatná odchylka, šikmost a špičatost. Dále jsou charakterizována jednotlivá pravděpodobnostní rozdělení použitá při stanovení hodnoty Value at Risk. Poslední část kapitoly je věnována zpětnému testování, kde je detailně popsáno všech osm statistických testů, kterými jsou Test bezpodmínečného pokrytí, Kupiecův test do první výjimky, Kupiecův nepodmíněný test, Christoffersenův podmíněný test, smíšený Kupiecův test a Basilejský semafor.

Čtvrtá kapitola zahrnuje aplikaci vybraných postupů na zvolené měnové kurzy. Jedná se o kurzy měn střední a jihovýchodní Evropy. Důvodem vybrání těchto měn bylo porovnání, zda jsou modely použité při odhadu rizika přesnější pro střední Evropu, jihovýchodní Evropu nebo některou z měn. Porovnání bude provedeno na základě výsledků zjištěných pomocí zpětného testování. Na začátku kapitoly jsou definována vstupní data. Poté následuje popis postupu při odhadu hodnoty Value at risk a následném zpětném testování. První bude nasimulována hodnota Value at risk za využití simulace Monte Carlo. Modelování vývoje finančních aktiv je na základě tří zvolených pravděpodobnostních rozdělení. Value at Risk je počítána pro různé časové intervaly, které jsou o délce 50, 100, 250, 500 a 1 000 dní. Následně jsou použity jednotlivé statistické testy pomocí kterých bude vybrán nejlepší model pro odhad hodnoty Value at Risk na hladině významnosti 1 %.

2 Popis základních konceptů řízení finančních rizik

V této kapitole jsou nejprve definovány finanční trhy a s nimi spojená finanční rizika, kde je zaměřeno převážně na riziko úvěrové a tržní. Další část kapitoly je věnována charakteristice Value at Risk a metodám výpočtu hodnoty Value at Risk, kterými jsou metoda variancí a kovariancí, metoda historické simulace a metoda Monte Carlo.

2.1 Finanční trhy

K investování dochází na finančním trhu. Finanční trh je systém nástrojů a vztahů umožňující shromažďování, rozmísťování a přerozdělování dočasně volných peněžních prostředku od těch, kteří je momentálně nepotřebují, k těm, kteří je mohou lépe zhodnotit a to na základě nabídky a poptávky. Majitel volných peněžních prostředků se stává půjčovatelem, tedy finančním investorem. Investor svěří své peníze vypůjčovateli a za poskytnutí dostane úrok. Vypůjčovatel vloží peníze do svého investičního záměru, kde v případě úspěchu dosáhne zisku.

Finanční trhy je také možné vymezit jako systém institucí a instrumentů, které zajišťují pohyb peněz a kapitálu ve všech formách mezi ekonomickými subjekty. Finanční instrument je nástrojem, s jehož pomocí dochází k přenosu finančních prostředků a rizika mezi jednotlivými subjekty. Finanční trhy představují místo, kde dochází k převodu finančních prostředků, tím z nich plynou určitá rizika a další parametry, jako je doba splatnosti nebo likvidita. Nezbytnou podmínkou pro fungování celé ekonomiky je funkčnost finančních trhů, jelikož neefektivní finanční trhy ztěžují dostupnost jednotlivých subjektů ke kapitálu. Finančními trhy se zabývá Jílek (2000, 2009), tato podkapitola vychází převážně z jeho poznatků.

2.2 Druhy finančních rizik

Finanční riziko je spojeno s finančními trhy a je obecně definováno jako budoucí finanční ztráta vyplývající z daného finančního či komoditního nástroje nebo portfolia. Musí být rozlišována očekávaná (expected loss), tedy již existující ztráta a neočekávaná (unexpected loss), což je potencionální ztráta. Na finančním trhu existuje pět hlavních finančních rizik, kterými jsou úvěrové, tržní, likvidní, operační a obchodní riziko. Rizika, která můžeme pomocí finančních trhů optimalizovat jsou zejména dvě a to úvěrové riziko a tržní riziko.

2.2.1 Úvěrové riziko

Úvěrové riziko je rizikem selhání dlužníka tím, že nebude schopen dostát svým závazkům k věřiteli a způsobí tak věřiteli ztrátu. Úvěrové riziko se týká především závazků spojených s úvěrovými aktivitami, obchodními a investičními aktivitami, závazky z platebního styku atd. Úvěrové riziko je děleno na čtyři kategorie, kterými jsou přímé úvěrové riziko, riziko úvěrových ekvivalentů, vypořádací riziko a riziko úvěrové angažovanosti.

Přímé úvěrové riziko (*direkt credit risk*)

Přímé úvěrové riziko je nejstarším finančním rizikem, je to riziko ztráty z rozvahových položek mezi které patří například úvěr, půjčka z vkladu, dluhopisu, směnek atd. Řízení přímého úvěrového rizika se liší v případě velkých a malých úvěrových angažovaností. V případě velkých úvěrových angažovaností se klade větší důraz na bonitu klienta, tedy na jeho hodnocení a průběžné monitorování. U malých úvěrových angažovaností se uplatňuje spíše portfoliový přístup.

Riziko úvěrových ekvivalentů (*credit equivalent exposure*)

Riziko úvěrových ekvivalentů je rizikem ztráty ze selhání dlužníka u podrozvahových položek, kterými jsou poskytnuté záruky, dokumentární akreditiv atd.

Vypořádací riziko (*settlement risk*)

Vypořádací riziko je ztrátou ze selhání dlužníka ve vypořádacím procesu, kterým je dodávka zboží, kdy zboží bylo již dodáno, ale dlužník hodnotu zboží ještě nezaplatil.

Riziko úvěrové angažovanosti (*large credit exposure risk*)

Riziko úvěrové angažovanosti je nazývané také jako riziko koncentrace portfolia a je rizikem ztráty z angažovanosti vůči jednotlivým partnerům, skupinkám partnerů, ekonomickým sektorům atd. Na zmírnění tohoto rizika banky stanovují například úvěrové limity.

2.2.2 Tržní riziko

Tržním rizikem se rozumí ztráta ze změn hodnot finančních nástrojů nebo komoditních nástrojů v důsledku nepříznivých změn cen akcií, úrokových měr, měnového kurzu atd. Tržní riziko je důsledkem obchodování určitých institucí a také vlivem řízení aktiv a pasiv na akciovém, komoditním, měnovém a dluhovém trhu. Na akciovém trhu se obchoduje s akciemi, akcie jsou považovány za nástroj s nekonečnou splatností, protože k zániku dojde pouze tehdy, pokud zanikne akciová společnost nebo dojde k likvidaci, konkurzu, vyrovnání, fůzi nebo akvizici. Komoditní trhy jsou trhy, kde se obchoduje s cennými kovy jako je zlato, stříbro, platina atd. Měnové trhy, označované také jako devizové trhy jsou trhy, kde dochází k obchodování s peněžními prostředky v cizích měnách. Dluhové neboli úrokové trhy jsou trhy s dluhovými cennými papíry, úvěry a půjčkami. Tržní riziko má čtyři základní kategorie, kterými jsou akciové riziko, komoditní riziko, měnové riziko a úrokové riziko.

Akciové riziko (*equity risk*)

Akciové riziko je rizikem ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na změnu cen akcií, volatilitu cen akcií, změny dividend a změny cenových indexů mezi různými akciemi nebo akciovými trhy. Akciové riziko je děleno na specifické a obecné akciové riziko. Specifické akciové riziko je rizikem ztráty z vývoje ceny určitého akciového nástroje v důsledku změny finanční situace emitenta akciového nástroje.

Komoditní riziko (*commodity risk*)

Komoditní riziko je rizikem ztráty změn cen nástrojů citlivých na ceny komodit. Riziko je dáno vztahem mezi spotovými a forwardovými cenami komodit atd.

Měnové riziko (*currency risk*)

Měnové riziko je riziko ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na měnové kurzy. Měnové riziko je rizikem ze změny spotového měnového kurzu a změny volatility měnového kurzu.

Pro banku je velmi důležité řízení měnového rizika, jeho význam stoupá spolu s rostoucími trendy globalizace ekonomik a liberalizace finančních trhů, protože se tak zvyšuje počet i objem uzavřených obchodů. Banky jsou tak vystaveny mnohem větším rizikům, kdy neočekávaná významná změna určitého měnového kurzu může vážně ohrozit kapitálovou bázi banky.

Hlavním předpokladem pro kvalitní řízení měnového rizika je schopnost banky toto riziko identifikovat, měřit a monitorovat. Kvantifikace měnového riziko je proces založený na dvou důležitých bodech. Prvním je, že musí být určeny účetní položky zaznamenávající měnové transakce a aktiva i pasiva v domácí měně. Druhým bodem je, že musí být určena metoda na měření velikosti expozice měnové pozice banky, a to jak v jednotlivých měnách, tak ve skupinách měn.

Úrokové riziko (*interest rate risk*)

Úrokové riziko je rizikem ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na úrokové míry. Jedná se o riziko ze změn úrokových měr, tvaru výnosové křivky, předčasného splacení jistiny atd. Úrokové riziko je dále děleno na specifické a obecné úrokové riziko. Kdy specifické úrokové riziko je rizikem ztráty z nepříznivého nebo příznivého vývoje ceny úrokového nástroje a to v závislosti na finanční situaci emitenta úrokového nástroje.

Všeobecně specifická rizika jsou určena emitentem finančního nástroje, tedy vlivem zhoršení nebo zlepšení jeho finanční situace. Specifická rizika lze zcela diverzifikovat. Obecná rizika jsou dána makroekonomickými vlivy a podmínkami na trhu, například změnou úrokových sazeb.

Existují ještě dvě vedlejší kategorie tržního rizika, kterými jsou korelační riziko a riziko úvěrového rozpětí.

Korelační riziko, které je nazývané také jako **bazické riziko** je rizikem ztráty z porušení historické korelace mezi rizikovými kategoriemi, nástroji, měnami, trhy atd.

Riziko úvěrového rozpětí je rizikem ztráty ze změn rozpětí u cenných papírů odlišného úvěrového hodnocení (např. podnikové a státní dluhopisy). Úvěrové rozpětí je rozdíl mezi výnosem do splatnosti jednoho finančního nástroje a výnosem do splatnosti druhého, bezrizikového finančního nástroje.

Obecné pojetí kategorií tržního rizika

Všechny čtyři kategorie tržního rizika je možné zobecnit dle delta, gamma, vega, theta a rho rizika.

Delta riziko (*delta risk*) je rizikem absolutní změny, tedy lineární změna hodnoty portfolia f při změně hodnoty podkladového aktiva S, $\partial f / \partial S$. Delta riziko obsahují všechny výše zmíněná rizika.

Gamma riziko (*gamma risk*) neboli riziko konvexity, je rizikem odchylky změny hodnoty portfolia od lineární změny hodnoty portfolia vůči změně hodnoty podkladového aktiva, $\partial^2 f / \partial S^2$, s tím, to rizikem se můžeme setkat u opčních portfolií.

Vega riziko (*vega risk*) je rizikem volatility, což je změna hodnoty portfolia při změně očekávané volatility σ podkladového aktiva, $\partial f / \partial \sigma$.

Theta riziko (*theta risk*) neboli riziko času, je dáno změnou hodnoty portfolia při změně času t, $\partial f / \partial t$.

Rho riziko (rho risk), jinak také úrokové riziko, je rizikem změny hodnoty portfolia při změně úrokové míry r, $\partial f / \partial r$.

2.2.3 Likvidní riziko

Likvidní riziko (*liquidity risk*) je děleno do dvou kategorií, kterými jsou riziko financování a riziko tržní likvidity.

Riziko financování je rizikem ztráty v případě momentální platební neschopnosti, pro splnění závazků je nutné si prostředky půjčit za vyšší úrokovou míru.

Riziko tržní likvidity je rizikem ztráty z malé likvidity trhu s finančními nástroji, jež brání rychle likvidaci pozic.

2.2.4 Operační riziko

Operační riziko (*operational risk)* se člení do tří kategorií, kterými jsou transakční riziko, riziko operačního řízení a riziko systémů.

Transakční riziko je rizikem ztráty z provádění operací, které jsou zapříčiněny chybami v procesu provedení operací. Jedná se o chyby v zaúčtování obchodů, ve vypořádání obchodů atd.

Riziko operačního systému je rizikem ztráty z neidentifikovatelných obchodů nad limit, praní peněz, nedostatek kontroly při zpracování obchodů atd.

Riziko systémů je rizikem ztráty v důsledku chyb v systémech podpory, převážně chyby v počítačových programech, chyby v matematických vztazích, při přenosu dat atd.

2.3 Charakteristika Value at Risk

Pro správné řízení banky nebo jiné dinanční společnosti je velmi důležité znát výši rizika. Jedním ze základních způsobu kvantifikace tohoto rizika je pomocí metodologie Value at Risk (dále jen VaR). Tato metodologie je v souladu s Das (2006), Jorion (2000),Resti a Sironi (2007). S modely VaR začaly americké banky v 80. letech. V té době se také rozvíjel derivátový trh, který znamenal pro řízení rizik nové možnosti. Předpokladem modelu VaR bylo, že budoucí riziko je možné odvodit z historie, ale události z 90. let, kdy byla vysoká volatilita ukázaly nedostatky těchto modelů. V současné době jsou banky na základě basilejských pravidel povinny odesílat národní autoritě výsledky tohoto modelu a další informace na začátku každého obchodního dne.

VaR je maximální možná ztráta na dané hladině spolehlivosti. Model je preferován hlavně tím, že dokáže shrnout potenciální riziko jednotlivých aktiv do jednoho čísla, to vyjadřuje ztrátu peněžních prostředků portfolia za daný časový úsek.

Při určení hodnoty VaR by mělo být vycházeno z toho, aby pravděpodobnost, že změna portfolia aktiv bude větší, než ztráta vyjádřená hodnotou VaR byla rovna hladině spolehlivosti:

$$\Pr(\Delta \Pi > -VaR) = \alpha, \tag{2.1}$$

kde X vyjadřuje náhodnou veličinu a $\Delta \Pi$ je změna hodnoty portfolia, VaR je maximální ztráta na dané hladině spolehlivosti α. Pravděpodobnost, kdy bude změna hodnoty portfolia nižší než záporná hodnota VaR je rovna hladině významnosti $1-\alpha$,

$$\Pr(\Delta\Pi \leq -VaR) = 1 - \alpha. \tag{2.2}$$

Hlavními nevýhodami VaR je, že výsledky jsou citlivé na metodu odhadu, dále metoda nepočítá s náhlými změnami podmínek na trhu a nekvantifikuje to, jak velké budou ztráty, pokud je hodnota VaR překročena.

2.3.1 Základní pojmy pro výpočet VaR

V této podkapitole jsou definovány základní pojmy, které jsou nezbytné pro výpočet hodnoty VaR.

Výpočet veličin pro jedno aktivum

Výnos jednotlivých akcií je vypočítán jako diskrétní výnos, podle vztahu

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \text{ nebo } \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1, \tag{2.3}$$

kde $R_{i,t}$ je diskrétní výnos i-tého aktiva v čase t, P_t je kurz akcie v čase t a P_{t-1} je kurz finančního aktiva v čase $t-1$.

Očekávaný výnos aktiva je dán váženým průměrem výnosů

$$E(R_i) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N} R_{i,t}, \tag{2.4}$$

kde $E(R_i)$ je očekávaný výnos daného aktiva a N je počet sledovaných dnů.

Rozptyl výnosu základního souboru

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N} \left[R_{i,j} - E(R_i)\right]^2 \tag{2.5}$$

a směrodatná odchylka výnosu základního souboru se počítá dle vzorce

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N} \left[R_{i,j} - E(R_i)\right]^2} = \sqrt{\sigma_i^2}. \tag{2.6}$$

Výpočet veličin pro více aktiv

Očekávaný výnos portfolia tvořeného z více aktiv má tvar:

$$E(R_p) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N} x_i \cdot E(R_i), \tag{2.7}$$

kde $E(R_p)$ je očekávaný výnos portfolia, x_i je podíl i-tého aktiva v portfoliu a N je počet aktiv v portfoliu.

Rozptyl portfolia je dán vztahem

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j \sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \tag{2.8}$$

a směrodatná odchylka

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j \sigma_{ij}} = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} = \sqrt{\sigma_p^2}. \tag{2.9}$$

Kovariance

Kovariance je mírou lineární závislost mezi i-tého a j-tým aktivem a je dána tvarem

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N} \left[R_{i,t} - E(R_i)\right] \cdot \left[R_{j,t} - E(R_j)\right], \tag{2.10}$$

kovariance nabývá hodnot od -∞ do +∞.

Korelace

Korelace měří sílu mezi i-tým a j-tým aktivem, její znaménko také udává směr závislosti.

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \cdot \sigma_j} = \frac{\frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^{N}\left[R_{i,t} - E(R_i)\right] \cdot \left[R_{j,t} - E(R_j)\right],}{\sqrt{\sum_{t=1}^{N}\left[R_{i,t} - E(R_i)\right]^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=1}^{N}\left[R_{j,t} - E(R_j)\right]^2}}, \tag{2.11}$$

je-li korelační koeficient roven -1, značí zcela nepřímou závislost a to znamená, že čím více se zvětší hodnoty prvního aktiva, tím více se zmenší hodnoty druhého aktiva. Když je hodnota rovna 1, značí zcela přímou závislost.

2.3.2 Metody výpočtu hodnoty VaR

Neexistuje žádná standardní metoda vzpočtu VaR, banky mají proto poměrně velkou flexibilitu v používání modelů. Existují však tři nejčastěji používané metody stanovení VaR, kterými jsou metoda variancí a kovariancí, metoda historické simulace a metoda Monte Carlo.

Analytická metoda (metoda variancí a kovariancí)

U analytické metody se k odhadu VaR využívá statistika volatility historických hodnot a korelací mezi těmito hodnotami. Změny rizikových faktorů by měly mít v nejzákladnější formě simulace normální rozdělení a také se předpokládá, že korelace mezi změnami rizikových faktorů je stabilní. Za dané historické období musí být vypočteny statistické parametry. Model je náročný na informace, jelikož u každé měny je zapotřebí větší množství parametrů, jako je například průměr, variance a kovariance.

Předpokládáme, že měříme pouze hodnotu rizika portfolia bez jiných rizikových faktorů. Pro jednoduchost zde bude výnos značen jako X, který klesá v závislosti na čase.

$$X \sim N(\mu, \sigma^2). \quad (2.12)$$

Bude odvozen vzorec pro x_α, kdy platí, že $P(X < x_\alpha) = \alpha$, tuto rovnici lze upravit normalizací:

$$P(X < x_\alpha) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{x_\alpha - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z < \frac{x_\alpha - \mu}{\sigma}\right), \quad (2.13$$

kde $Z \sim N(0,1)$. Jestliže $P(X < x_\alpha) = \alpha$, pak

$$P\left(Z < \frac{x_\alpha - \mu}{\sigma}\right) = \alpha, \quad (2.14)$$

kdy pro distribuční funkci normovaného normálního rozložení (ϕ) platí, že $P\left(Z < \phi^{-1}(\alpha)\right) = \alpha$, takže

$$\frac{x_\alpha - \mu}{\sigma} = \phi^{-1}(\alpha), \quad (2.15)$$

například ϕ^{-1}(0,01)= 2,3264. Pokud máme $x_\alpha = -VaR_\alpha$ a $\phi^{-1}(\alpha) = -\phi^{-1}(1-\alpha)$, pak dosazením do (X) je získán vzorec pro hodnotu VaR běžných výnosů,

$$VaR_\alpha = \phi^{-1}(1-\alpha)\sigma - \mu. \quad (2.16)$$

(Alexander, 2008)

Historická simulace

U metody historické simulace se počítají budoucí potenciální ztráty na základě ztrát, které by banka měla u daného portfolia v minulosti. Předpokladem metody je, že změny rizikových faktorů jsou v průběhu času konstantní. Simulují se zde potenciální ztráty bez zavádění jakýchkoliv předpokladů o rozdělení. Z chování v minulosti lze spolehlivě předpovědět budoucí pohyb, kdy změny rizikových faktorů zaznamenané v minulosti jsou transformovány do budoucích hodnot portfolia banky. Výpočet je prováděn pro každé období držení. Pokud je držení delší než jeden den, je nutné pro každý den stanovit změny rizikových faktorů, vypořádání peněžních toků atd.

Výhodou modelu je jednoduché zpracování, kdy odhadnutá VaR na dané hladině spolehlivosti je skutečná ztráta, ke které by došlo. Logika měření rizika je snadno pochopitelná a sdělitelná mezi bankami. Další výhodou je, že není třeba stanovit variance a kovariance každého rizikového faktoru. Simulace také lépe zachycuje extrémní tržní změny. Vzhledem k tomu, že extrémní tržní změny jsou velmi vzácné, je nezbytné mít větší počet historických údajů.

Odhad hodnoty VaR pomocí metody historické simulace lze stanovit v následujících třech bodech.

- Vytvoření historické časové řady výnosů (například denních výnosů)
- Přecenění současné hodnoty jednotlivých aktiv nebo portfolia na základě pozorovaných historických výnosů, tím je získáno pravděpodobnostní rozdělení hodnoty portfolia
- Výsledná hodnota VaR je vypočtena jako rozdíl aktuální hodnoty a patřičného kvantilu ze získaného rozdělení pravděpodobnosti hodnoty portfolia.

Simulace Monte Carlo

U simulace Monte Carlo se k odhadu VaR používá velký počet simulací hodnoty portfolia. Princip simulace vychází ze zákona velkých čísel, což znamená, že s rostoucím počtem realizací náhodné veličiny se budou parametry i odhadnutá funkce hustoty blížit teoretickému předpokladu. Metoda je velmi podobná historické simulaci neboť obě přeceňují nástroje na základě daných hodnot rizikových faktorů, ale rozdíl je v tom jakým způsobem tyto rizikové faktory generují. Historická simulace vychází z historických scénářů, kdežto simulace Monte Carlo vychází z nasimulovaných náhodných scénářů. Nevýhodou této metody je, že pro odhad hodnoty VaR je potřeba velkého množství simulace.

Odhad hodnoty VaR simulací Monte Carlol lze stanovit pomocí následujících pěti kroků.

- Je vhodně zvolena funkce hustoty pravděpodobnosti $f(.)$, která nejlépe aproximuje rozdělení výnosů,
- jsou odhadnuty parametry jako průměr, směrodatná odchylka atd.,
- dále je nasimulovány N scénářů,
- pro každý scénář je dopočten výnos portfolia a následně i hodnota portfolia,
- hodnoty jsou seřazeny od nejnižší po nejvyšší hodnotu. Z této řady je hodnota VaR určena jako rozdíl patřičného kvantilu a aktuální hodnoty portfolia.

Nejčastěji využívaným modelem pro odhad vývoje cen finančních nástrojů byl geometrický Brownův pohyb, který je založený na základě normálního pravděpodobnostního rozdělení výnosů. V současné době jsou využívány modely, které umožňují modelovat i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení, tyto modely jsou ze skupiny Lévyho procesů.

3 Definice a rozbor vybraných postupů

Pokud chceme odhadnout VaR pomocí simulace Monte Carlo, musí být stanoveno pravděpodobnostní rozdělení, které bude využito při modelování vývoje cen finančních aktiv. Tato kapitola je zaměřena na vybrané postupy, které budou v následující kapitole aplikovány při simulací vývoje cen měnových kurzů. V kapitole jsou nejprve stručně charakterizovány momenty náhodných proměnných, dále je popsáno normální rozdělení pravděpodobnosti. Následně jsou definovány stochastické procesy, kde je zaměřeno na Wiernerův proces, geometrický Brownův pohyb a modely na bází subordinátoru ,což jsou Lévyho modely. Z Lévyho modelů je hlavní pozornost věnována variance gamma a normal inversion Gaussian modelu. Poslední část zahrnuje popis osmi statistických testů, které jsou využity při zpětném testování.

3.1 Momenty náhodných proměnných

Momenty náhodných proměnných slouží k tomu, aby popsaly tvar pravděpodobnostního rozdělení náhodné proměnné. Dle Tichý (2010) jsou nejčastěji používanými momenty střední hodnota (μ), rozptyl (σ), šikmost ($skewness$) a špičatost ($kurtosis$). U Gaussova rozdělení pravděpodobností jsou použity momenty střední hodnota a směrodatná odchylka, což je druhá odmocnina rozptylu. VG a NIG rozdělení pravděpodobnosti zahrnuje i zbylé dva momenty, kterými jsou šikmost a šičatost.

K-tý moment $\left(m_X^{(k)}\right)$ pro náhodnou veličinu X, lze definovatpomocí funkce hustoty následovně:

$$\mathrm{E}[x^k] = \int_{-\infty}^{\infty} x^k f_X(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^k \mathrm{d}F_X(x)\,. \tag{2.17}$$

Centrovaní momenty $c_{(k)}$ jsou definovány takto:

$$c_X^{(1)} = m_X^{(1)} - m_X^{(1)} = 0, \tag{2.18}$$

$$c_X^{(2)} = m_X^{(2)} - \left[m_X^{(1)}\right]^2, \tag{2.19}$$

$$c_X^{(3)} = m_X^{(3)} - 3m_X^{(1)}m_X^{(2)} + 2\left[m_X^{(1)}\right]^3, \tag{2.20}$$

$$c_X^{(3)} = m_X^{(3)} - 4m_X^{(1)}m_X^3 + 6\left[m_X^{(1)}\right]^2 m_X^{(2)} - 3\left[m_X^{(1)}\right]^4. \tag{2.21}$$

Střední hodnota

Střední hodnota je nejdůležitějším momentem u náhodné proměnné X, protože ke střední hodnotě jsou vztaženy ostatní centrované momenty. Středné hodnota má tvar:

$$\mu_X = m_X^{(1)} = \mathrm{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx. \tag{2.22}$$

Rozptyl

Rozptyl je definovám jako druhý centrovaný moment a určuje rozprostření náhodné veličiny okolo své střední hodnoty. Musí být nezáporný a slouží k normalizaci ostatních momentů.

$$\sigma_X^2 = \mathrm{var}(X) = m_X^{(2)} - \left[m_X^{(1)}\right]^2 = \mathrm{E}[(X - \mu_X)^2]. \tag{2.23}$$

Rozptyl náhodné proměnné X s konstantami a a b je v tomto tvaru:

$$\mathrm{var}(aX + b) = \mathrm{var}(aX) = a^2 \mathrm{var}(X). \tag{2.24}$$

Směrodatna odchylka je druhou odmocninnou rozptylu:

$$\sigma_X = \sqrt{\mathrm{var}(X)}. \tag{2.25}$$

Šikmost

Šikmost je třetí centralizovaný moment a měří nesymetričnost pravděpodobnostního rozdělení, říká nám zda jsou hodnoty zešikmeny doleva nebo doprava.

$$k_X^3 = c_X^3 [c_X^2]^{-\frac{3}{2}} = \mathrm{E}\left[\left(\frac{X - \mu_X}{\sigma_X}\right)^3\right]. \tag{2.26}$$

Je-li $k_X^3 > 0$ je její pravděpodobnostní sešikmení pozitivní, tedy je zešikmeno doprava a naopak pokud je $k_X^3 < 0$ je zešikmení negativní, tedy doleva.

Špičatost

Koeficient špičatosti je číslo charakterizující koncentraci prvků souboru v blízkosti určité hodnoty a udává tak představbu o tvaru rozdělení co do špičatosti nebo plochosti.

$$k_X^4 = \mathrm{kurt}(X) = \frac{c_X^{(4)}}{\left[c_X^{(2)}\right]^2} = \mathrm{E}\left[\left(\frac{X-\mu_X}{\sigma_X}\right)^4\right]. \tag{2.27}$$

V následující tab. 3.1 jsou znázorněny populační momenty normálního rozdělení.

Tab 3.1. Momenty normálního rozdělei

Moment	$\boldsymbol{N[0,1]}$	$\boldsymbol{N[\mu,\sigma^2]}$
Střední hodnota	0	μ
Rozptyl	1	σ^2
Šikmost	0	0
Špičatost	3	3

Zdroj: Tichý (2010)

Nevýhodou normálního rozdělení je to, že nemodeluje vyšší momenty, kterými jsou šikmost a špičatost, kdy z tab. 3.1 lze vidět, že šikmost je vždy rovna nule a špičatost je rovna třem.

3.2 Normální rozdělení pravděpodobnosti

Normální rozdělení pravděpodobnosti je také označováno jako Gaussovo rozdělení. Rozdělené je charakterizováno dvěma parametry, které určují jeho tvar, těmi jsou střední hodnota μ a směrodatná odchylka σ, kdy $X \sim N[\mu, \sigma]$. Gaussovo rozdělení lze charakterizovat na základě funkce hustoty následovně:

$$f_N(x;\mu,\sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \tag{2.28}$$

distribuční funkce má pak tvar:

$$F_N(x;\mu,\sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dz, \tag{2.29}$$

Základním stavedním prvkem mnoha modelů je normované normální rozdělení pravděpodobnosti. Je to normální rozdělení se střední hodnotou 0 a směrodatnou odchylkou 1 tedy $X \sim N[0,1]$ což dává funkci hustoty tvar:

$$\Phi(x) = F_N(x; 0,1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{x^2}{2}} dt. \tag{2.30}$$

Normalizace spočívá v tom, že je od parametru x odečtena střední hodnota μ a to je následně vyděleno směrodatnou odchylkou σ. Distribuční funkce vypadá následovně:

$$F_N(x; \mu, \sigma) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right). \tag{2.31}$$

3.1 Stochastické procesy

Ceny finančních aktiv, kterými jsou například akcie nebo měny mají náhodný vývoj v čase. O náhodné neboli stochastické veličině hovoříme tehdy, jsme li schopni specifikovat množinu budoucích možných hodnot a zároveň může být těmto hodnotám přiřazena konkrétní pravděpodobnost. Stochastický proces X je možné chápat jako posloupnost náhodných proměnných v čase,

$$X = \{X_t | 0 \leq t \leq T\}. \tag{2.32}$$

Mezi základní stavební prvky složitějších stochastických procesů patří Poissonův proces, který je zástupcem nespojitých procesů a Wienerův proces, který reprezentuje spojité procesy. Tato problematika vychází z Tichý (2010) a Schoutens (2003).

3.1.1 Wienerův proces

Wienerův proces je procesem Markovova typu. Je to náhodný proces $\{Z(t), t \in [0, T]\}$, který vychází z nuly $Z(t) = 0$ a má nezávislé a stacionární přírůstky s charakterem normálního rozdělení. Trajektorie procesu je spojitá, avšak není v žádném ze svých bodů diferencovaná. Hustotou pravděpodobnostní funkce $f_N(x)$ je definovaná následovně:

$$f_N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-x^2}{2}}. \tag{2.33}$$

Změnu procesu dz během krátkého časového intervalu t můžeme zapsat takto:

$$dz = \varepsilon\sqrt{dt}, \tag{2.34}$$

kde ε je náhodný prvek z normovaného normálního rozdělení $N[0,1]$ a dt je délka jednoho roku.

Geometrický Brownův pohyb

Geometrický Brownův pohyb vychází ze dvou předpokladů, a to, že predikované ceny jsou ovlivněny pouze aktuální cenou a že změny cen jsou v čase nezávislé. Wienerův proces je definován dle vzorce (2.34). Pokud bude bráno aktivum S s výchozí cenou S_t, tak po uplynutí nekonečně malého časového okamžiku dojde ke kotaci nové ceny ve výši S_{t+dt}. Odpovídající relativní výnos je pak vyjádřen takto,

$$\frac{dS}{S_t} = \ln \frac{S_{t+dt}}{S_t}. \tag{2.35}$$

Dynamika ceny aktiva v čase je vyjádřena zohledněním náhodné složky, která v sobě zahrnuje jak střední hodnotu výnosu, tak i zdroj nejistoty. Vyjadřuje ji stochastická diferenciální rovnice:

$$ds = \mu \cdot S_t \cdot dt + \sigma \cdot S_t \cdot dz, \tag{2.36}$$

jež lze chápat jako Itóoův proces s přírůstkem $\mu \cdot S_t$ a směrodatnou odchylkou změny proměnné $\sigma \cdot S_t$. Poté pomocí Itóovy lemmy, jejíž proměnnými je stochastický model dle (2.36) a čas, $G = f(S,t)$, je možné psát

$$dG = \left(\frac{\delta G}{\delta S}\mu S + \frac{\delta G}{\delta t} + \frac{1}{2} \cdot \frac{\delta^2 G}{\delta S^2}\sigma^2 S^2\right) dt + \frac{\delta G}{\delta S}\sigma S dz. \tag{2.37}$$

S využitím Itóovy lemmy pro funkci $G = lnS$ vznikne

$$\frac{\delta G}{\delta S} = \frac{1}{S}, \ \frac{\delta^2 G}{\delta S^2} = -\frac{1}{S^2}, \ \frac{\delta G}{\delta t} = 0$$

a dosazením do vzorce (2.37) a upravením vznikne model, který vyjadřuje reálnou dynamiku cen finančních aktiv, tzv geometrický Brownův proces s logaritmickými cenami

$$S_{t+dt} = S_t \cdot \exp\left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right) dt + \sigma \cdot \varepsilon \cdot \sqrt{dt}\right]. \tag{2.38}$$

3.1.2 Lévyho modely

Nevýhodou normálního rozdělení je to, že nemodeluje vyšší momenty, kterými jsou šikmost a špičatost. U normálního rozdělení je šikmost rovna nule a špičatost je rovna třem. Pro modelování vyšších momentů lze použít některé z Lévyho modelů.

Do skupiny Lévyho modelů patří takové procesy, které jsou stochastické, tedy pravděpodobnost výskytu skoku pro daný časový interval je nula. Model je na počátku roven nule a průběh je v čase zprava spojitý a existencí výjimky zleva a jehož přírůstky jsou nezávislé a stacionární v čase. Také je důležité, aby příslušné rozdělení v čase bylo nekonečně dělitelné.

Základními stavebními prvky jsou Poisonnův proces, Wiernerův proces a jejich odvozeniny. Lévyho modely mohou být obecně rozděleny na část s difúzní složkou a část se skoky, například gamma procesy jsou čistě skokové procesy, které mají nekonečnou intenzitu skoku a tak se při modelování dynamiky finančních aktiv mohou zcela obejít bez difúzní části.

Ve většině případů jsou používány exponenciální Lévyho modely, aby nedošlo k modelování záporných hodnot finančních aktiv. Dynamika ceny aktiva je dána Lévyho procesem v exponentu a deterministickým přírůstkem:

$$S(t) = S\exp[\mu t + X(t)], \tag{2.39}$$

kde $S(t)$ je cena aktiva, $X(t)$ je Levyho proces a μ je deterministický přírůstek.

Základem je Lévyho-Chinčinova formule, podle níž má funkce Lévyho modelů následující tvar:

$$\Phi(u) = i\gamma u - \frac{1}{2}\sigma^2 u^2 + \int_{-\infty}^{\infty}\left(\exp(iux) - 1iux\mathbb{I}_{|x|<1}\right)v(dx). \tag{2.40}$$

Zde $\gamma \in$ R, $\sigma^2 \geq 0$ a v je míra na R \ {0} při

$$\int_{-\infty}^{\infty} inf[1, x^2]v(dx) = \int_{-\infty}^{\infty}(1 \wedge x^2)v(dx) < \infty. \tag{2.41}$$

Pro dané nekonečně dělitelné rozdělení lze definovat triplet Lévyho charakteristik:

$$\{\gamma, \sigma^2, v(dx)\},$$

kde γ vyjadřuje drift procesu, σ^2 je difúzní koeficient a $v(dx)$ je nazývám Lévyho mírou. Jestliže má tvar $v(dx) = u(x)dx$, pak hovoříme o Lévyho hustotě, která lze přirovnat k funkci hustoty pravděpodobnosti.

Velká část Lévyho modelů je formulována jako Brownův pohyb řízený určitým vnitřním procesem (subordinátorem), kdy tyto procesy lze chápat z ekonomického hlediska jako proces, který se vyvíjí v náhodném čase. Tento vývoj je dán různými ekonomickými vlivy například zveřejněním nových informací, reakcí obchodníků na neočekávané situace apod. Jedná se o modelování pomocí složeného procesu, protože čas t je nahrazen procesem, který je sám závislý na čase. Důvodem proč se nevyužívají klasické modely na bázi geometrického Brownova pohybu, ale modeluje se pomocí procesů na bázi subordinátorů je nestálosti volatility finančních výnosů a související výskyt extrémních scénářů.

Je-li $Z(t; \mu, \sigma)$ značení Wiernerova procesu závislého na čase t a s parametry $\mu = 1$ a $\sigma = \sqrt{t}$, tak $Z_t = \varepsilon\sqrt{t}, \epsilon \sim N(0; 1)$, může být definován Brownův pohyb $X(t; \theta, \sigma)$ s přírůstkem θ a volatilitou ϑ řízený jiným vhodným stochastickým procesem $l(t)$ dosazením $l(t)$ za t. Získáme tak Lévyho model na bázi subordinátoru:

$$X_t = \theta l(t) + \sigma\varepsilon\sqrt{l(t)}. \tag{2.42}$$

Vztah lze interpretovat tak, že přírůstek procesu dX za časový úsek dt má normální rozdělení se střední hodnotou $\theta l(t)$ a rozptylem $\sigma^2 l(t)$.

VG model (*Variance gamma model*)

Variance gamma model (dále jen VG model) řadíme k nejčastěji používaným víceparametrickým Lévyho modelům. VG model může být definován způsobem, který vychází z Brownova pohybu řízeného gama procesem, kdy pravděpodobnostní funkce hustoty gama procesu z gama rozdělené $G[a, b]$ při $a = \frac{1}{v}$ a $b = v$ je dána následovně:

$$f_G(g, t; v) = \frac{g^{\frac{t}{v}-1} \exp\left[-\frac{g}{v}\right]}{v^{\frac{t}{v}} \Gamma\left(\frac{t}{v}\right)}.$$

VG proces $VG(x, g(t; v); \theta, \sigma)$ lze definovat jako:

$$VG_t = \theta g_t + \vartheta Z(g_t) = \theta g_t + \vartheta\sqrt{g_t \varepsilon}, \tag{2.43}$$

kdy VG funkce hustoty je definovaná jako:

$$f_{VG}(x, g(t; v); \theta, \sigma) = \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi g}} \exp\left(-\frac{(x-\theta g)^2}{2\vartheta^2 g}\right) \frac{g^{\frac{t}{v}-1} \exp\left(-\frac{g}{v}\right)}{v^{\frac{t}{v}} \Gamma\left(\frac{t}{v}\right)} \mathrm{d}g \qquad (2.44)$$

Pro definici VG procesu lze alternativně využít charakteristickou funkci procesu a to:

$$\emptyset vg(x, g(t; v); \theta, \vartheta) = \left(1 - ix\theta v + \frac{1}{2}\vartheta^2 v x^2\right)^{-\frac{t}{v}}. \qquad (2.45)$$

Výhodou VG modelu je, že umožňuje modelovat vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení jako je šikmost a špičatost. Parametr v umožňuje řídit skrze špičatost rozptyl náhodného času a parametr θ kontroluje symetrii (šikmost).

Pro modelování vyšších momentů pravděpodobnostního rozdělení finančních aktiv je tvar následující:

$$VG_t = \theta(g_t - t) + \vartheta Z(g_t) = \theta(g_t - t) + \vartheta\sqrt{g_t \varepsilon}, \qquad (2.46)$$

kde $(g_t - t)$ slouží k tomu, aby střední hodnota náhodné veličiny byla nulová, protože $E[\tilde{\varepsilon}] = t$, tak $E[\tilde{g}_t] = t = 1$

Dynamika ceny finančního aktiva vypadá, je-li do Lévyho modelu dosazen VG proces (2.43) v exponenciální formě (2.39), následovně:

$$S_t^P = S_0 exp(\mu t + VG_t^P - \mathfrak{w} t) = S_0 \exp\left(\mu t + \theta g_t + \vartheta\sqrt{g_t \varepsilon} - \mathfrak{w} t\right), \qquad (2.47)$$

kde $\mathfrak{w}$ je korekční parametr $\mathfrak{w} = -\frac{1}{v} ln\left(1 - \theta v - \frac{1}{2}\vartheta^2 v\right)$.

Vztah (2.47) popisuje vývoj cen finančního aktiva na základě statisticky zjištěných pravděpodobností P.

Následující tab. 3.1 zobrazuje jednotlivé momenty VG pravděpodobnostního rozdělení.

Tab. 3.2. Jednotlivé momenty VG modelu

Model	$\boldsymbol{VG(g(t;v)\vartheta,\theta)}$	$\boldsymbol{VG(g(t;v),\vartheta,0}$[1]$)$
Střední hodnota	$\boldsymbol{\theta}$	0
Rozptyl	$\vartheta^2+v\theta^2$	ϑ^2
Šikmost	$\frac{\theta v(3\sigma\vartheta^2+2v\theta^2)}{(\sigma\vartheta^2+v\theta^2)^{\frac{3}{2}}}$	0
Špičatost	$3(1+2v-v\sigma^4(\vartheta^2+v\theta^2)^{-2})$	$3(1+v)$

Zdroj: Schoutens (2003)

NIG model (*Normal inverse Gaussian model*)

Normální inverzní Gaussův model (dále jen NIG model) je rozdělení pravděpodobnosti s parametry $\alpha>0,-\alpha<\beta<\alpha,\delta>0$ a má charakteristickou funkci:

$$\emptyset_{NIG}(x,t;\alpha,\beta,\delta)=\exp\left[-t\delta\left(\sqrt{\alpha^2-(\beta+ix)^2}\right)\right], \tag{2.48}$$

a související pravděpodobností funkce hustoty je dána následovně

$$f_{NIG}(x,t;\alpha,\beta,\delta)=\frac{\alpha\delta}{\pi}\exp\left(\delta\sqrt{\alpha^2-\beta^2}+\beta x\right)\frac{K_1\left(\alpha\sqrt{\delta^2+x^2}\right)}{\sqrt{\delta^2+x^2}}, \tag{2.49}$$

kde $K_\lambda(x)$ je modifikovanou Basselovou funkcí a je definován jako:

$$K_\lambda(x)=\frac{1}{2}\int_0^{-\infty}\mathrm{y}^{\lambda-1}\exp\left(-\frac{1}{2}x(y-y^{-1})\right)\mathrm{d}y.$$

NIG model může být také formulován jako Brownův pohyb řízený inverzním Gaussovým procesem, což je proces $I(t;v)$ s přírůstkem v , který v čase $I\sim IG[t;v]$ dosáhne úrovně t takto:

$$NIG(I(t;v);\theta,\vartheta)=\theta I_t+\vartheta Z(I_t)=\theta I_t+\vartheta\sqrt{I_t\varepsilon}, \tag{2.50}$$

charakteristickou funkci lze vyjádřit jako:

$$\emptyset_{NIG}(x;v,\theta,\vartheta)=\exp\left[\frac{1}{v}-\frac{1}{v}\left(\sqrt{1+x^2\vartheta^2v-2\theta vi}\right)\right], \tag{2.51}$$

[1] $\theta=0$ pro symetrické rozdělení

Parametry v, θ, σ mohou být přepočteny pomocí parametrů α, β, δ následovně:

$$\theta = \frac{\delta\beta}{\sqrt{\alpha^2-\beta^2}}, \vartheta = \frac{\sqrt{\delta\sqrt{\alpha^2-\beta^2}}}{\sqrt{\alpha-\beta}\sqrt{\alpha-\beta}}, v = \left(\delta\sqrt{\alpha^2-\beta^2}\right)^{-1}. \quad (2.52)$$

V rizikově neutrálním prostřední můžeme cenu aktiva definovat následovně:

$$S_t = S_0 \exp\left(rt + \theta l_t + \vartheta\sqrt{l_t}\varepsilon - \omega t\right),$$

kde $\omega = \left(1 - \sqrt{1 - 2\theta v - \vartheta^2 v}\right)v$

Pro modelovaní vyšších momentů pravděpodobnostního rozdělení výnosů finančních aktiv má rovnice následující tvar:

$$NIG_t = \theta(I_t - t) + \vartheta Z(I_t) = \theta(I_t - t) + \vartheta\sqrt{I_t \varepsilon}. \quad (2.53)$$

V následující tab. 3.2 jsou zobrazeny jednotlivé momenty NIG pravděpodobnostního rozdělení.

Tab. 3.3 Jednotlivé momenty NIG modelu

Model	$\boldsymbol{NIG(I(t;v), \vartheta, \theta)}$	$\boldsymbol{NIG(I(t;v), \vartheta, 0}$[2]$)$
Střední hodnota	$\boldsymbol{\theta}$	0
Rozptyl	$\vartheta^2 + v\theta^2$	ϑ^2
Šikmost	$3\theta v(\vartheta^2 + v\vartheta^2)^{-\frac{1}{2}}$	0
Špičatost	$3\frac{\theta^2 v(1+5v) + \vartheta^2(1+v)}{\vartheta^2 + v\theta^2}$	$3\vartheta^2 v$

Zdroj:Schoutens (2003)

[2] $\theta = 0$ pro symetrické rozdělení

3.2 Popis výpočtů zpětného testování (*Backtesting*)

Zpětné testování je základní proces hodnocení a kalibrace měření modelu rizik. Základem je porovnání skutečné změny portfolia s odhadnutou hodnotou VaR. Zpětné testování slouží k měření přesnosti modelu predikce proti skutečné změně hodnoty portfolia a pro zjištění, že model je v souladu s požadovanou úrovní spolehlivosti.

Postupujeme tak, že pro stanovení hodnoty VaR pro den x je zvolena časová délka n na jejímž základě je model odhadován, pro odhad použijeme časové řady korespondující s intervalem $x - n$ až $x - 1$. Pomocí modelu určíme hodnotu VaR pro jeden den a výslednou hodnotu porovnáváme se skutečnou ztrátou zaznamenanou v den x. Poté x zvyšujeme vždy o jedničku a opakujeme postup pro další dny. Pokud skutečná ztráta přesáhne hodnotu VaR, je tento den nazýván výjimkou

Máme časovou řadu denních výnosů portfolia $r_{p,t}$ a k nim odpovídající časovou řadu odhadu hodnoty VaR, VaR_t. Pokud máme tyto dvě proměnné, tak můžeme definovat časovou řadu logických hodnot I_t, jež vyjadřují to, zda v čase t nastala nebo nenastala výjimka,

$$I_t = \begin{cases} 1, \text{jestliže} \prod_{t-1}(e^{r_{p,t}} - 1) < -VaR_t \\ 0, \text{jestliže} \prod_{t-1}(e^{r_{p,t}} - 1) \geq -VaR_t \end{cases}. \tag{2.54}$$

Pomocí modelu lze zjistit pouze to zda nastane výjimka, nikoliv výši skutečné ztráty, která přesahuje hodnotu VaR.

Při provádění statistických testu se rozlišují dvě chyby a to chyba I. druhu, ta vyjadřuje pravděpodobnost, že zamítneme přesnost modelu, H_0, kde $H_0: p = \tilde{p}$. Chyba II. druhu značí pravděpodobnost, že přijmeme alternativní hypotézu H_A, kde $H_A: p \neq \tilde{p}$.

V následující části budou popsány jednotlivé statistické testy, které jsou použity při zpětném testování, těmito statistickými testy jsou test bezpodmínečného pokrytí, Kupiecův test do první výjimky, Kupiecův nepodmíněný test, Christoffersenův podmíněný test, smíšený Kupiecův test a Basilejský semafor.

3.2.1 Test bezpodmínečného pokrytí (*The unconditional coverage test*)

Prvním kdo navrhl tento statistický test, byl Paul Kupiec a je založen na zkoumání toho, jak často ztráta portfolia překročí hodnotu VaR. Dle Resti a Sironi (2007) je překročení v praxi ověřováno tak, že zjišťovaná pravděpodobnost výskytu výjimky $\tilde{p}$ je rovna očekávané pravděpodobnosti vzniku výjimky p, kdy tuto rovnost je třeba statisticky ověřit.

$$H_0: p = \tilde{p}, \tag{2.55}$$

kde očekávaná pravděpodobnost výskytu výjimky je rovna hladině významnost, $p = (1 - \alpha)$. Pravděpodobnost výskytu x výjimek v n pozorováních je dána binomickým rozdělením pravděpodobnosti,

$$\Pr\left(x|p, n\right) = \binom{n}{x} p^x (1 - p)^{n-x}, \tag{2.56}$$

když $\binom{n}{x} = \frac{n!}{(n-x)!x!}$, pak:

$$\Pr\left(x|p, n\right) = \frac{n!}{(n-x)!x!}, p^x (1 - p)^{n-x}, \tag{2.57}$$

kde $n!$ je faktoriál přirozeného čísla n.

3.2.2 Kupiecův test do první výjimky (TUFF test)

Tento test je nazýván také jako TUFF test (*Kupiec´s Time Until First Failure*) doba do první výjimky a je jedním ze dvou statistických testů, které navrhl Paul Kupiec . Pomocí tohoto testu měříme dobu než nastane první výjimka. Tento test má nižší vypovídací schopnost než druhý Kupiecův test, protože test využívá pouze malý vzorek dat. Hypotéza v tomto modelu je stanovena:

$$H_0: p = \tilde{p} = \frac{1}{v}, \tag{2.58}$$

testovací statistika lze napsat ve tvaru:

$$LR_{TUFF} = -2\ln\left(\frac{p(1-p)^{v-1}}{\left(\frac{1}{v}\right)\left(1-\frac{1}{v}\right)^{v-1}}\right), \tag{2.59}$$

kde p je pravděpodobnost překročení, v je doba do nastání první výjimky a LR_{TUFF} je testovací statistika, která má chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti a říká zda je empirická pravděpodobnost blízko predikované frekvenci. Jestliže hodnota statistiky překročí kritickou hodnotu hypotéza H_0 je zamítnuta a naopak, jestliže je hodnota nižší, model je přijat.

3.2.3 Kupiecův nepodmíněný test (POF test)

Dalším statistickým testem je Kupiecův nepodmíněný test, tzv POF test (*Proportion Of Failures*). Nulovou hypotézou je to, že pozorovaná pravděpodobnost vzniku výjimky je v průměru rovna očekávané pravděpodobnosti výjimky:

$$H_0: p = \tilde{p} = \frac{x}{n}, \tag{2.60}$$

$$LR_{POF} = -2\ln\left(\frac{p^x(1-p)^{n-x}}{\tilde{p}^x(1-\tilde{p})^{n-x}}\right), \tag{2.61}$$

testovací statistiku lze přepsat do tvaru:

$$LR_{POF} = 2\ln\left[\left(1-\frac{x}{n}\right)^{n-x} \cdot \left(\frac{x}{\mathrm{n}}\right)^{\mathrm{x}}\right] - 2\ln[(1-p)^{n-x} \cdot p^{\mathrm{x}}], \tag{2.62}$$

kde *n* je počet pozorování a LR_{POF} je testovací statistikou, která má opět, jako u TUFF testu chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti a vyjadřuje, zda empirická pravděpodobnost $\tilde{p}$ je dostatečně blízko predikované frekvenci p. H_0 není zamítnuta, jestliže:

$$\chi^2_{inv}\left(\frac{\alpha}{2};1\right) \leq LR_{POF} \leq \chi^2_{inv}\left(1-\frac{\alpha}{2};1\right),$$

kde $\chi^2_{inv}\left(\frac{\alpha}{2};1\right)$ je chí-kvadrát rozdělení s 1 stupněm volnosti, α je hladina významnosti (Hass, 2001)

3.2.4 Christoffersenův podmíněný test

Tento model je schopen odhadnout hodnotu VaR tak, aby byla výjimky nekorelované (nezávislé) a aby byly rovnoměrně rozprostřeny v čase (neshlukovaly se). Tuto vlastnost má test podmíněného pokrytí, který představil Peter F. Christoffersen v roce 1998. Tento test je rozdělen na dvě části.

První částí je nepodmíněný Kupiecův test POF test, který byl zmíněn výše a má tvar:

$$LR_{POF} = 2\ln\left[\left(1-\frac{x}{n}\right)^{n-x} \cdot \left(\frac{x}{\mathrm{n}}\right)^{\mathrm{x}}\right] - 2\ln[(1-p)^{n-x} \cdot p^{\mathrm{x}}], \tag{2.63}$$

V druhé části je testovaná nezávislost, tedy jestli mají výjimky náhodný charakter, pomocí testovací statistiky LR_{IND}, v souladu s Hull (2007) má tvar:

$$LR_{IND} = -2\ln[(1-\pi)^{n_{00}+n_{10}} \cdot \pi^{n_{00}+n_{11}}] + 2\ln[(1-\pi_{01})^{n_{01}} \cdot \pi_{01}{}^{n}(1-\pi_{11})^{n_{10}} \cdot \pi_{11}{}^{n_{11}}], \tag{2.64}$$

$$\pi_{01} = \frac{n_{01}}{n_{00}+n_{01}}, \qquad \pi_{11} = \frac{n_{11}}{n_{10}+n_{11}}, \pi = \frac{n_{01}+n_{11}}{n_{00}+n_{01}+n_{10}n_{11}},$$

kde n_{ij} je počet pozorování, pro které platí $I_t = j \wedge I_{t-1} = i$, například n_{01}znamená, že v čase $t-1$, byla ztráta menší než VaR_α a v čase t byla ztráta větší než VaR_α, π_{ij} je pravděpodobnost přesunu ze stavu i do j. LR_{IND} má stejně jako LR_{POF} chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti.

Pokud spojíme tyto dvě rovnice, tak dostaneme tvar Christoffersenova podmíněného testu ve tvaru:

$$LR_{CHP} = LR_{POF} + LR_{IND}, \tag{2.65}$$

tím, že zde došlo ke spojení dvou samostatných statistik, tak má chí-kvadrát rozdělení se dvěma stupni volnosti. H_0 není zamítnuta, jestliže:

$$\chi^2_{inv}\left(\frac{\alpha}{2};2\right) \leq LR_{CHP} \leq \chi^2_{inv}\left(1-\frac{\alpha}{2};2\right),$$

kde $\chi^2_{inv}\left(\frac{\alpha}{2};1\right)$ je chí-kvadrát rozdělení se 2 stupni volnosti, α je hladina významnosti (Christoffersen ,2002).

3.2.5 Smíšený Kupiecův test (*Mixed Kupiec test*)

Smíšený Kupiecův test navazuje na myšlenky Christoffersena, ale používá silnější test k dosažní lepších výsledků. Nevýhodou Christoffersenova testu je, že testuje shlukování výjimek jen mezi dvěma po sobě jdoucími pozorováními. Tento test navazuje na Kupiecův TUFF test, který měří čas do první výjimky. Stejným způsobem můžeme měřit čas mezi dvěma výjimkami, které vyplývají z následujícího vzorce:

$$LR_{NEZ} = -2l\text{n}\left(\frac{p(1-p)^{v_i-1}}{\hat{p}(1-\hat{p})^{v_i-1}}\right), \tag{2.66}$$

kde $\hat{p} = \frac{1}{v_i}$.

Zápis je stejný jako v případě POF testu, až na proměnnou v_i, která znamená dobu mezi výjimkou i a výjimkou $i-1$. Vytvoříme tedy model, který je kombinací testu mezi výjimkami a POF testu. Jako výsledek dostáváme test nezávislosti, kde testujeme nulovou hypotézu H_o, která znamená, že výjimky jsou na sobě navzájem nezávislé. Pro n výjimek má testovací statistika tvar:

$$LR_{NEZ} = \sum_{i-2}^{n}\left[-2ln\left(\frac{p(1-p)^{v_i-1}}{\hat{p}(1-\hat{p})^{v_i-1}}\right)\right] - 2ln\left(\frac{p(1-p)^{v_i-1}}{\hat{p}(1-\hat{p})^{v_i-1}}\right), \tag{2.67}$$

kde $\hat{p} = \frac{1}{v_i}$, LR_{NEZ} má chí-kvadrát rozdělení s n stupni volnosti:

$$LR_{ind} \approx \chi^2(n).$$

Smíšený Kupiecův test je složen ze dvou částí a to z testu nezávislosti LR_{NEZ} a z Kupiecova nepodmíněného testu a má tvar:

$$LR_{MIX} = LR_{NEZ} + LR_{POF}, \tag{2.68}$$

testovací statistika má chí-kvadrát s $n+1$ stupni volnosti:

$$LR_{MIX} \approx \chi^2(n+1).$$

(Hass, 2001)

3.2.6 Basilejský semafor (*Basel traffic light*)

Basilejská pravidla pro zpětné testování vnitřních modelů jsou přímo odvozena od tohoto testu spolehlivosti. Postup ověřování je na základě počtu výjimek při zpětném testování v průběhu minulého roku to je 250 dní, takže při hladině spolehlivosti 99 % a posledních 250 dnech je předpokládaný počet výjimek 2,5. Basilejský výbor rozděluje zpětné testování do tří kategorií a to zelené, žluté a červené zóny, které jsou uvedeny v tabulce níže.

Tab. 3.4 Basilejský semafor

Zóna	Počet výjimek	Zvýšení	b_t
Zelená	1	0	3
	2	0	3
	3	0	3
	4	0	3
Žlutá	5	0,40	3,40
	6	0,50	3,50
	7	0,65	3,65
	8	0,75	3,75
	9	0,85	3,85
Červená	>10	1	4

Zdroj: Resti, Sironi (2007)

Jestliže se zvyšuje riziko finančního nástroje, roste i velikost kapitálového požadavku. Hodnota b_t v tab. 3.4 zobrazuje navýšení kapitálového požadavku.

Zelená zóna je definovaná jako přesná to znamená, že je model kvalitní, pokud při očekávané počtu výjimek 2,5 nenastanou více jak čtyři výjimky.

Žlutá zóna se skládá z výjimek pět až devět. Do této zóny mohou spadat modely jak přesné, tak i nepřesné v závislosti na důvodu.

Červená zóna je při počtu výjimek větších jak 9 a značí možný problém s modelem VaR. V důsledku toho by měla červená zóna obvykle vést k automatickému odmítnutí VaR.

4 Aplikace na zvolené měnové kurzy

V této kapitole jsou aplikovány modely stanovení VaR, které byly popsány v předešlých kapitolách. Modely jsou testovány na historických datech výnosů měnových kurzů za období 3. ledna 2000 až 31. prosince 2012. To zda jsou modely významné je posuzováno pomocí metody zpětného testování. Tato práce je zaměřena na porovnání tří modelů marginálních rozdělení, kterými jsou Gaussovo, VG a NIG rozdělení pravděpodobnosti. Gaussovo rozdělení je standardně používané rozdělení při stanovení VaR, VG a NIG rozdělení by měly lépe vystihovat stanovení hodnoty VaR pro měnové kurzy, protože umožňují modelovat vyšší momenty. Model bude odhadován na hladině spolehlivosti 99 %, což je obecně akceptovaná a nejčasněji používaná hladina spolehlivosti a je v souladu s legislativou. Veškeré výpočty byly provedeny v programu Mathematica 9.

V kapitole jsou nejprve definovány jednotlivé pravděpodobnostní rozdělení, následuje popis jak bylo při stanovení odhadu hodnoty VaR a následném zpětném testování postupováno. Dále jsou charakterizovány jednotlivé měny střední a jihovýchodní Evropy. Poté jsou popsány výsledky zpětného testování jednotlivých modelů a posledním bodem této kapitoly je závěrečné shrnutí.

Náhodně modelované výnosy aktiv pomocí Gaussova rozdělení také označovaného jako normální rozdělení pravděpodobnosti, jsou charakterizovány dvěma parametry jež určují tvar rozdělení, těmi jsou střední hodnota μ a směrodatná odchylka σ, kdy $X \sim N[\mu, \sigma]$.

Dalším způsobem modelování náhodných prvků, který umožňuje modelovat vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení jako je šikmost a špičatost jsou modely, které využívají principu subordinátoru (Lévyho modely). V této práci je zvolen subordinátor na bázi prvků z gamma rozdělení a inverzního Gaussova rozdělení.

VG model je postaven na smíšeném VG rozdělení díky tomu, že umožňuje modelovat i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělené výnosů finančních aktiva, je možné dosáhnout přesnějšího odhadu míry rizika. VG rozdělení je možné definovat pomocí tří parametrů, kterými jsou volatilita, šikmost a špičatost.

NIG model je založena na inverzním Gaussově rozdělení a podobně jako VG model umožňuje modelovat vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení výnosů. Od VG modelu se liší ve výpočtu šikmosti a špičatosti.

Postup práce

Při stanovení hodnoty VaR a následné simulaci Monte Carlo postupujeme následovně.

- Nejprve je sesbírána časová řada kurzů měn střední a jihovýchodní Evropy od roku 2000 do roku 2012, dále jsou vypočteny výnosy na základě vztahu (2.3) a poté jsou z těchto výnosu vypočteny základní centrální momenty, kterými jsou střední hodnota, dle vztahu (2.22), směrodatná odchylka (2.25), šikmost (2.26) a špičatost (2.27)
- Následně je provedena simulace Monte Carlo pro 100 000 scénářů. Kdy jsou vygenerována náhodná čísla z $N[0,1]$, kde střední hodnota je rovna 0 a rozptyl 1. Tyto náhodná čísla jsou poté pomocí vybraných pravděpodobnostních rozdělení transformována na náhodné výnosy jednotlivých aktiv. Náhodné výnosy jsou seřazeny od nejnižší po nejvyšší hodnotu. Odhad hodnoty VaR je získán jako mínus kvantil na dané hladině významnosti.
- Zjištěné hodnoty VaR na hladině významnosti pro dny $t, t-1$ atd. jsou porovnávány se skutečnou ztrátou, která nastala ve dnech $t, t-1$ atd. Na základě těchto hodnot je zjištěno, zda v čase t nastala nebo nenastala výjimka podle vztahu (2.54)
- Posledním krokem je ověřování odhadu měnového rizika a to postupně dle testů, které jsou stanoveny v podkapitole 3.2.

4.1 Vstupní data

Vybrané modely jsou aplikovány při odhadu rizika v podobě hodnoty VaR na výnosy měnových kurzů. Jedná se o kurzy měn střední a jihovýchodní Evropy přesněji Česká republika (CZK), Chorvatská republika (HRK), Maďarsko (HUF), Makedonie (MKD), Polsko (PLN), Rumunsko (RON), Švýcarsko (CHF), Turecko (TRY). Středoevropské země, mají v průměru stabilnější ekonomiku, vyšší hodnotu hrubého domácího produktu na obyvatele a jsou méně volatelní. Důvodem vybrání těchto měn bylo porovnání, zda jsou modely použité při odhadu rizika přesnější pro střední nebo jihovýchodní Evropu. Porovnání bude provedeno na základě výsledků zjištěných pomocí zpětného testování.

Jedná se vždy o kurz patřičné měny k euru. Časové řady kurzů měn byly získány ze serveru epp.eurostat.ec.europa.eu. Data byla sesbírána za období 13 let, tedy od 3. ledna 2000 do 31. prosince 2012, celkem 3364 denních výnosů pro každou měnu a dohromady 26 912 pozorování.

Základem pro vypočtení hodnoty VaR a následné simulace je stanovení centrálních momentů z historických dat měnových kurzů. V následující tab. 4.1 jsou zobrazeny parametry zachycující střední hodnotu, směrodatnou odchylku, šikmost a špičatost u každé měny.

Tab. 4.1 Centrální momenty pro dané měnové kurzy

Měna	**CHF**	**CZK**	**PLN**	**HUF**
Střední hodnota	0,00008	0,00010	0,00008	-0,00004
Směrodatná odchylka	0,00399	0,00403	0,00662	0,00605
Šikmost	-2,63667	-0,08427	-0,45683	-0,71982
Špičatost	63,48852	8,69883	7,49962	11,45442
Měna	**HRK**	**TRY**	**RON**	**MKD**
Střední hodnota	0,00005	-0,00043	-0,00026	-0,00004
Směrodatná odchylka	0,00181	0,01415	0,00607	0,00197
Šikmost	0,19565	-15,34623	-0,83600	-0,03883
Špičatost	11,65953	554,27732	14,35073	248,18234

Zdroj: vlastní

Střední hodnota je parametrem rozdělení náhodné veličiny a vypočítá se jako součet všech hodnot náhodné proměnné *X* dělený počtem hodnot. Měny HUF, TRY, RON a MKD mají zápornou střední hodnotu, což znamená, že výnosy dané měny měly v průměru spíše záporné hodnoty.

Rozptyl určuje rozptýlení náhodné veličiny okolo své střední hodnoty, má vždy kladnou hodnotu a slouží k normalizaci ostatních momentů. Směrodatná odchylka je druhou odmocninou rozptylu.

Šikmost měří asymetričnost pravděpodobnostního rozdělení, takže na kolik jsou pravděpodobnější hodnoty zešikmené zprava či leva. Pokud je hodnota větší než 0, je pravděpodobnostní rozdělení pozitivně zešikmené a pravé konce jsou těžší. Pokud je hodnota nižší než 0, je pravděpodobnostní rozdělení negativně zešikmené a levé konce jsou těžší. Je-li rovna 0, je pravděpodobnostní rozdělení symetrické. Z tab. 4.1 je patrné, že všechny výnosy měn kromě HRK jsou negativně zešikmené to znamená, že zisky jsou spíše menší, ale více pravděpodobné pro ztráty jsou pravděpodobnější vyšší hodnoty a naopak.

Špičatost ukazuje jak velká je vyváženost pravých a levých konců, takže čím vyšší je hodnota tím je alespoň jeden z konců výrazně těžší a s větší pravděpodobností je tak dosahováno extrémních hodnot. Všechny měny dosahují vyššího počtu odchylek od střední hodnoty normálního rozdělení, což znamená, že k extrémním pohybům kurzů měn dochází častěji než je tomu u normálního rozdělení, kde špičatost má hodnotu tři. Extrémních hodnot dosahují měny TRY a MKD tyto měny mají vysokou šikmost, což znamená, že volatilita těchto kurzů měn v dlouhém období osciluje kolem své dlouhodobé střední hodnoty.

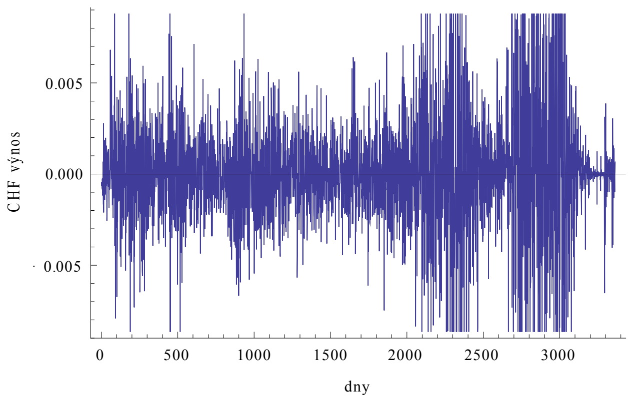
Měny střední Evropy

V následující části budou charakterizované jednotlivé měny střední Evropy. U každé měny bude popsán vývoj výnosů od roku 2000 do roku 2012 vždy s příslušným grafem. V grafu jsou zobrazeny na ose x hodnoty 500 (listopad 2011), 1 000 (říjen 2003), 1 500 (září 2005), 2 000 (září 2007), 2 500 (srpen 2009) a 3 000 (červenec 2011).

Švýcarský frank (CHF)

Švýcarsko má nejstabilnější měnu, kterou je švýcarský frank, tím je možno platit ve dvou alpských státech, kterými jsou Švýcarsko a Lichtenštejnsko. Zároveň je oficiálním platidlem italské enklávy Campione d´Italia, která je na švýcarském území. Jedna setina švýcarského franku se nazývá cent, jeho mezinárodní kód je CHF.

Graf 4.1 2 Rozptyl kurzů měny CZK



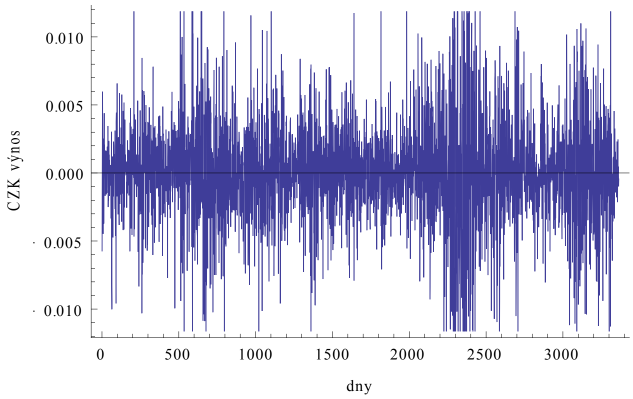
Zdroj: vlastní

Švýcarský frank je nejstabilnější měnou ze všech vybraných měn. Větší výkyvy jsou zaznamenány v letech 2008 až 2010 během finanční krize. Extrémní výkyvy v roce 2011 byly zastaveny až v září 2011, kdy Centrální banka stanovila kurzový strop, aby odvrátila nápor spekulantů, protože investoři kvůli postupující dluhové krizi investovali právě do švýcarského franku. Tímto krokem banka zabránila recesi a deflaci.

Česká koruna (CZK)

Česká koruna je od měnové odluky 8. června 1993 měnová jednotka České republiky. Má zkratku Kč, mezinárodně dle ISO 4217 CZK. Koruna česká se dělí na 100 haléřů, ty se pro nízkou hodnotu používají pouze v bezhotovostním styku.

Graf 4.2 Rozptyl kurzů měny CZK



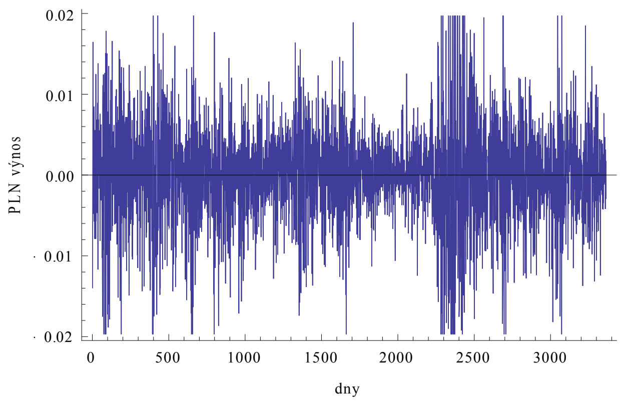
Zdroj: vlastní

Výnosy měny mají zápornou šikmost, což znamená, že měna dosahuje nižších zisků, ale více pravděpodobných. V roce 2001 byla koruna velmi silná, to bylo způsobeno přílivem kapitálu do země a měnovou strategií. Vysoká volatilita byla zaznamenaná v roce 2008 a 2010 opět z důvodu finanční krize.

Polský zloty (PLN)

Zloty je jednotkou polské měny. Do oběhu byl uveden v roce 1924, jako náhrada za polskou marku, která prošla hyperinflací na začátku 20. let 20. století s výměnným kurzem 1 zloty= 1 800 000 polských marek. Zloty má mezinárodní zkratku dle ISO 4217 PLN a dělí se na 100 grošů. Původně měl zkratku PLZ, novou zkratku PLN má z důvodu vysoké inflace na počátku 90. let, kdy byla 1. ledna 1995 provedena denominace zlotého o čtyři nuly v poměru 10 000 PLZ=1 PLN.

Graf 4.3 Rozptyl kurzů měny PLN



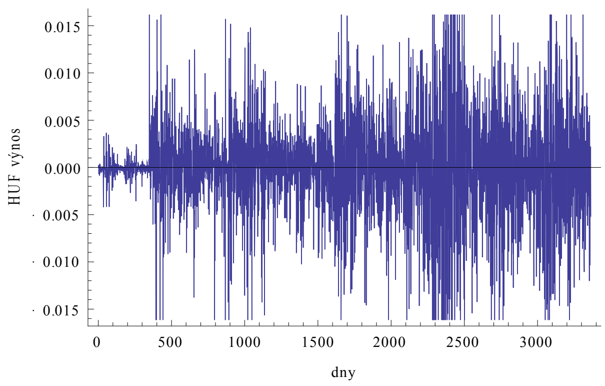
Zdroj: vlastní

U Polského zlotého je větší volatilita zaznamenaná v roce 2001, kdy v zemi proběhly jak volby do parlamentu, tak i prezidentské volby. Další výrazná volatilita je v období finanční krize v letech 2008 až 2010 a poté v roce 2011 kdy se opět konaly parlamentní volby.

Maďarský forint (HUF)

Maďarský forint zákonným platidlem Maďarska dle ISO 4217 má mezinárodní zkratku HUF, v Maďarsku se běžně užívá Ft. Jeden forint sestává ze sta fillerů, které jsou tak nízké, že se v podobě mincí ani nevyskytují. Nejnižší používanou mincí je pět forintů.

Graf 4.4 Rozptyl kurzů měny HUF



Zdroj: vlastní

Maďarsko se v roce 1999 stalo členem NATO a po provedení úspěšných reforem se v roce 2004 stalo členem EU. V lednu 2000 odstoupil premiér Viktor Orbán z funkce předsedy strany, v roce 2002 se konaly volby. V roce 2006 proběhlo v Maďarsku několik protivládních demonstrací, které byly za odstoupení premiéra Ference Gyurcsánye poté co vyšlo najevo, že lhal před volbami o státním rozpočtu, další stávky proběhly v letech 2006 až 2008 za vyšší platy. Finanční krize z roku 2008 silně zasáhla maďarskou ekonomiku. V roce 2009 se konaly předčasné volby po odstoupení premiéra Gyurcsányho.

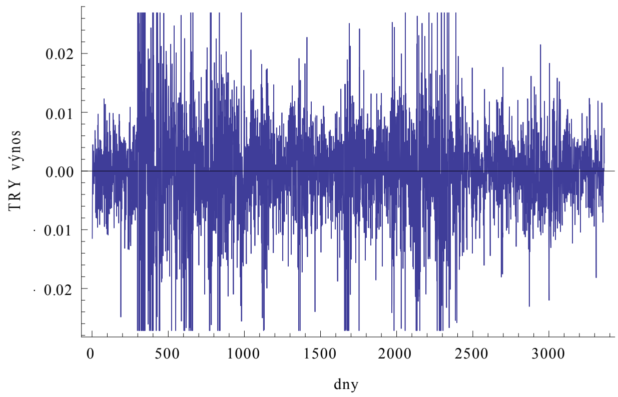
Měny jihovýchodní Evropy

Měnami jihovýchodní Evropy jsou rumunský leu, chorvatská kuna, makedonský denár a turecká lira, v této části budou jednotlivé měny charakterizované a budou popsány významné události výnosů každé měny od roku 2000 do roku 2012

Turecká lira (TRY)

Turecká lira je měnou jak Turecka, tak i Severokyperské turecké republiky, která je jako nezávislý stát na ostrově Kypr uznána právě jen Tureckem. V 60. letech byl 1 USD=9 lirám, v roce 2001 byl 1 USD=1,65 mil. lir a proto v roce 2005 proběhla měnová reforma, která odstranila 6 nul. Turecká lira se dělí na 100 kurus a je mezinárodně značena jako TRY.

Graf 4.5 Rozptyl kurzů měny TRY



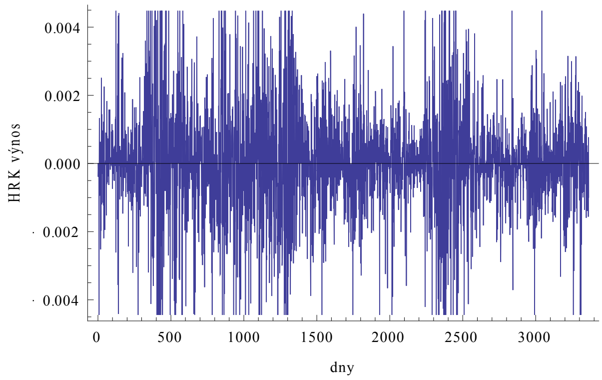
Zdroj: vlastní

Výnosy měn turecké liry mají velmi vysokou špičatost, což znamená, že výnosy dosahují extrémních skoků, to může být způsobeno například averzí investorů k riziku a přehnané reakce na dění v zemi. Roku 2001 vznikla po zákazu Strany ctnosti nejsilnější politická strana, Strana pokroku a spravedlnosti. V roce 2003 proběhly volby do Rady ministrů, což je výkonodárná moc a v roce 2007 se konaly prezidentské volby, kde zvítězil Abdullah Gul. V Turecku měla velký vliv na politické dění armáda, která si svým memorandem v roce 2007 vynutila předčasné volby. Turecká lira obstála ve finanční krizi relativně dobře, protože turecký finanční sektor byl velmi málo rozvinutý, což pomohlo turecké měně, aby nebyla pod tlakem z důvodu obtížnějšího financování spotřeby domácností.

Chorvatská kuna (HRK)

Kuna je chorvatskou národní měnou, která se v Chorvatsku používá od června roku 1994 a nahradila tak chorvatský dinár. Mezinárodní kód kuny je HRK a dělí se na 100 lip.

Graf 4.6 Rozptyl kurzů měny HRK



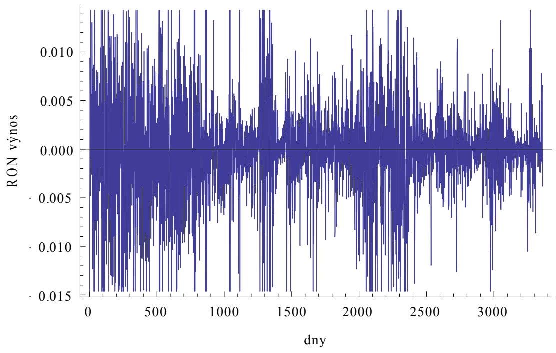
Zdroj: vlastní

Větší odchylky výnosu měny jsou zaznamenány v letech 2000 až 2003, kdy byly válečné střety v Makedonii. Také v roce 2001 podepsalo Chorvatsko s EU stabilizační a asociační dohodu. V únoru 2003 Chorvatsko podalo přihlášku ke vstupu do EU a v roce 2004 byly podepsány ratifikační dohody. Vyšší volatilita je opět zaznamenaná v roce 2008 až 2010.

Rumunský leu (RON)

Rumunský leu je platidlo, které se používá v Rumunsku a mezinárodní zkratku má RON, jeden leu je složen ze 100 bani. Původně měl zkratku ROL, ale v roce 2005 provedlo Rumunsko měnovou reformu, kdy ze starých 10 000 lei se stal 1nový leu. Bankovky rumunského leu jsou jediné v Evropě, které jsou vyrobeny z plastických polymerů.

Graf 4.7 Rozptyl kurzu měny RON



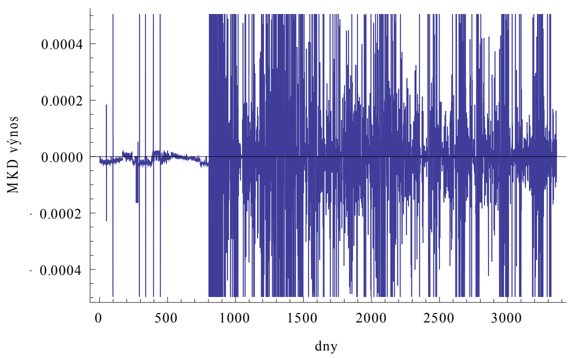
Zdroj: vlastní

V letech 2000 až 2002 se země dostávala díky rostoucí poptávce na exportních trzích EU z předchozí tříleté recese. Vysoká inflace je zaznamenána od roku 2000 až do roku 2005, v tomto roce byla měna přehodnocena z důvodu vysoké inflace V roce 2007 vstoupilo Rumunsko do EU.

Makedonský Denár (MKD)

Makedonským denárem je placeno v Makedonii, která je řazena do balkánských státu. ISO kód je 4217 označení MKD. Jedna setina denáru je deni. Tím, že byla Makedonie v historii součástí Otomanské říše má název denár společný i s jinými zeměmi, jako například Tunis.

Graf 4.8 Rozptyl kurzu měny MKD



Zdroj: vlastní

V roce 2001 Makedonie podepsala s EU stabilizační a asociační dohody, a tak roky 2002 až 2003 znamenaly pro Makedonii bezpečnostní uklidnění. Extrémních hodnot dosahoval makedonský denár také v letech 2004, kdy tragicky zemřel prezident Boris Trajkovsky a také v letech 2006 a 2010 kdy se konaly volby do makedonského parlamentu.

4.2 Zpětné testování

Tato podkapitola obsahuje výsledky zpětného testování, jednotlivé měny zde budou prezentovány podle dosažených výsledků. Zpětné testování je základní proces hodnocení měření modelu rizik a slouží k měření přesnosti modelu predikce proti skutečné změně hodnoty portfolia na dané hladině spolehlivosti. Podkapitola je rozdělena do tří částí podle tři použitých modelů, kterými jsou Gaussovo rozdělené pravděpodobnosti, VG rozdělení a NIG rozdělení. Intervaly, které jsou využity při zpětném testování mají délku klouzavého průměru o délce 50 dní (2 měsíce), 100 dní (4 měsíce), 250 dní (1 rok), 500 dní (2 roky) a 1 000 dní (4 roky). Z důvodu úspory místa bude u všech tří modelů graficky znázorněna pouze první měna, kterou je švýcarský frank, grafické zpracování ostatních měn naleznete v příloze 1, 2 a 3.

4.2.1 Normální rozdělení

Normální rozdělení pravděpodobnosti je také označováno jako Gaussovo rozdělení pravděpodobnosti. Rozdělení je charakterizováno dvěma parametry, kterými jsou střední hodnota μ a směrodatná odchylka σ, kdy $X \sim N[\mu, \sigma]$.

Švýcarský frank (CHF)

U měny švýcarského franku dosahoval model stanovení hodnoty VaR nejvyšší významnosti.

Test bezpodmínečného pokrytí

Prvním použitým statistickým testem je Test bezpodmínečného pokrytí, který navrhl Paul Kupiec v roce 1995 a je založen na zkoumání toho, jak často ztráta portfolia překročí hodnotu VaR. Následující tab. 4.2 obsahuje výsledky testu bezpodmínečného pokrytí.

Tab. 4.2 Test bezpodmínečného pokrytí – NR

Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	Překročení	N	Významnost
CHF	50	24	35	11	2,35334	0,00930
	100	24	39	15	3,18052	0,00074
	250	24	50	26	5,45528	0
	500	24	24	0	0,07858	0,46868
	1 000	24	21	3	-0,54181	0,70602

Zdroj: vlastní

V tab. 4.2 vidíme předpokládaný počet výjimek, který nám říká, že hodnota VaR by měla být překročena 24 krát. Předpoklad je u všech intervalů stejný, to je způsobeno stanovením stejného základu při výpočtu. Nejmenší rozdíl mezi skutečným a předpokládaným počtem výjimek v absolutní hodnotě bylo v intervalu 500 a 1 000, kde je dosažená významnost na hladině spolehlivosti 1 %.

Kupiecův test do první výjimky

Dalším testem je tzv. TUFF test a je jedním ze dvou statistických testů, které navrhl Kupiec. Testem je měřena doba, než nastane první výjimka. Tento test má nižší vypovídací schopnost než druhý Kupiecův test, protože test měří pouze do nastání první výjimky. Výsledky TUFF testu jsou zaznamenány v tab. 4.3,

Tab. 4.3 Kupiecův test do první výjimky – NR

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
CHF	50	0,81192	0,36756
	100	0,67291	0,41204
	250	0,39136	0,53158
	500	1,35881	0,24374
	1 000	1,57170	0,20996

Zdroj: vlastní

Všechny výsledky uvedeny v tab. 4.3 jsou významné a to znamená, že model je vhodný.

Kupiecův nepodmíněný test

Třetím statistickým testem je Kupiecův nepodmíněný test tzv POF test, který vyjadřuje pravděpodobnost výskytu překročení oproti očekávané pravděpodobnosti výskytu překročení. Následující tab. 4.4 obsahuje výsledky POF testu.

Tab 4.4 Kupiecův nepodmíněný test – NR

Měna	Interval	LR_{POF}	Významnost
CHF	50	4,82327	0,02808
	100	8,45587	0,00364
	250	22,53160	0
	500	0,00614	0,93753
	1 000	0,30494	0,58080

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.4 je lze vidět, že pomocí testovací statistiky je model významný na 1 % hladině významnosti v intervalech 50, 500 a 1 000 dní.

Christoffersenův podmíněný test

Test podmíněného pokrytí byl představen P. F. Christoffersenem v roce 1998. Test je schopen stanovit hodnotu VaR tak, aby byly výjimky nezávislé a aby se neshlukovaly, tedy byly rovnoměrně rozprostřeny v čase. Test se skládá ze dvou částí z Kupiecova POF testu a testu nezávislosti, který vyjadřuje, zda mají výjimky náhodný charakter. Následující tab. 4.5 zachycuje test nezávislosti LR_{IND} a Christoffersenův test LR_{CHP}, výsledky POF testu jsou v tab. 4.4.

Tab. 4.5 Christoffersenův podmíněný test – NR

Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CHF	50	0,36358	0,54653	5,18685	0,07476
	100	8,50658	0,00354	16,96240	0,00021
	250	16,07980	0,00006	38,61150	0
	500	10,21300	0,00139	10,21920	0,00604
	1 000	1,79384	0,18046	2,09878	0,35015

Zdroj: vlastní

Oba testy jsou statisticky významné na hladině významnosti 1 % v intervalech 50 a 1 000 dní, zde je možné říci, že se výjimky neshlukují v čase a nejsou na sobě závislé.

Nevýhodou Christoffersenova testu je, že testuje shlukování výjimek jen mezi dvěma po sobě jdoucími dny, takže nedokáže zachytit závislost ve všech formách, to je obsaženo ve smíšeném Kupiecově testu.

Smíšený Kupiecův test

Smíšený Kupiecův test používá silnější test k dosažení lepších výsledků oproti Christoffersenově testu. Test navazuje na Kupiecův POF test, který měří čas do první výjimky, výpočet je stejný až na proměnnou v_i, která znamená dobu mezi výjimkou i a výjimkou $i-1$, Je tak vytvořen model, který je kombinací testu mezi výjimkami LR_{NEZ} a POF testu. Tab. 4.6 zobrazuje výsledky smíšeného Kupiecova testu.

Tab. 4.6 Smíšený Kupiecův test – NR

Měna	**Interval**	LR_{NEZ}	**Významnost**	LR_{MIX}	**Významnost**
CHF	50	47,24890	0,05153	52,07210	0,02444
	100	59,50580	0,00438	67,96160	0,00070
	250	123,54100	0	146,07300	0
	500	48,60090	0,00035	48,60700	0,00057
	1 000	55,08430	0,00002	55,38930	0,00004

Zdroj: vlastní

V tab. 4.6 vidíme, že model je v obou případech statisticky významný na hladině významnosti 1 %, pouze pro VaR, který je vypočítán klouzavým průměrem o délce intervalu 50 dní. V dalších intervalech nelze s jistotou vyloučit, že nedochází ke shlukování výjimek, což znamená, že se výjimky nějak ovlivňují a například malé změny výnosů kurzů měn jsou následovány malými změnami výnosů v dalších dnech a naopak.

Basilejský semafor

Posledním testem zpětného testovaní je Basilejský semafor. Postup ověřování je na základě počtu výjimek při zpětném testování v průběhu minulých 250 dní. Existují tři kategorie basilejského semaforu a to zelená, žlutá a červená zóna.

Tab. 4.7 Basilejský semafor – NR

Měna	Interval	Zóna	b_t
CHF	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	žlutá	3,3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.7 je patrné, že všechny výsledky intervalů kromě intervalu o klouzavém průměru 250 dní patří do zelené zóny to znamená, že model není zamítnut

Maďarský forint (HUF)

Testem bezpodmínečného pokrytí bylo prokázáno, že předpokládaný počet výjimek byl nižší než skutečný model stanovení hodnoty VaR byl významný na hladině významnosti 1 % jen v klouzavém průměru o délce 1 000 dní, kdy byl předpokládaný počet výjimek překročen jen o šest výjimek.

U TUFF testu dosáhl model nejvyšší významnosti při intervalu 100 dní. Model testovaný pomocí Kupiecova nepodmíněného byl významný pouze v intervalech o klouzavém průměru 50 a 1 000 dní, lze tedy říci, že model je pro tyto intervaly kvalitní z 99 %.

Testem shluku bylo prokázáno, že výjimky mají náhodný charakter. Christoffersenův test dosáhl stejných výsledků jako Kupiecův nepodmíněný test. LR_{NEZ} testuje to, zda jsou výjimky na sobě nezávisle a byla prokázaná významnost pouze pro interval 50 dní. Součtem LR_{NEZ} a POF testu je Smíšený Kupiecův test, který potvrzuje, že model je kvalitní pouze u intervalu 50 dní.

Basilejský semafor nezamítl tento modelu stanovení hodnoty VaR na 1% hladině významnosti ani v jednom z intervalů.

Česká koruna (CZK)

Podle testu bezpodmínečného pokrytí není na hladině významnosti 1 % model významný ani v jednom z intervalů, protože předpokládaných výjimek bylo daleko méně než ve skutečnosti.

Druhým statistickým testem je TUFF test, model je významný na hladině významnosti ve všech intervalech platí však, že čím později výjimka nastane, tím vyšší je významnost.

Kupiecův nepodmíněný test opět nevykazuje žádnou významnost stanovení hodnoty VaR na 1% hladině významnosti.

Test shluku nám říká, zda je výskyt překročení náhodný. Model je významný ve všech intervalech kromě intervalu 50 dní, kde nešel test vyhodnotit, jelikož nenastaly dvě výjimky po sobě. Christoffersenův test je součtem testu shluku a Kupiecova nepodmíněného testu a proto je celkový model nevýznamný pro všechny intervaly.

Výsledkem smíšeného Kupiecova testu je, že model je významný jen v intervalu 50 dní. Basilejský semafor řadí všechny intervaly kromě intervalu 1 000 dní do žluté zóny, která nám říká, že model je nepřesný.

Pomocí osmi statistických testů bylo zjištěno, že model stanovení hodnoty VaR je nevýznamný na 1% hladině významnosti.

Polský zloty (PLN)

Testem bezpodmínečného pokrytí i Kupiecův nepodmíněný test bylo zjištěno, že model odhadu hodnoty rizika na základě normálního rozdělené byl pro měnu PLN nevýznamný ve všech časových intervalech. Až Christoffersenův test a smíšený Kupiecův test zjistily významnost modelu na hladině spolehlivosti 99 % v intervalu o klouzavém průměru 50 dní, kde byla zamítnuta závislost a shlukování výjimek v tomto časovém intervalu. Výsledek byl potvrzen testem Basilejského semaforu.

Makedonský denár (MKD)

V testu bezpodmínečného pokrytí bylo dosaženo nejlepšího výsledku v intervalu 500 dní, kdy se lišila skutečnost od predikce pouze o dvě výjimky. Nejlepších výsledků v intervalu o klouzavém průměru 500 dní bylo dosaženo i v ostatních testech, avšak v žádném kromě Kupiecova testu do první výjimky a testu nezávislosti u Christoffersenova podmíněného testu nebylo dosaženo významnosti na 1% hladině významnosti.

Turecká lira (TRY)

Testem bezpodmínečného pokrytí bylo dosaženo největšího rozdílu mezi počtem skutečných a předpokládaných výjimek ze všech měn a to hned u dvou intervalu 500 a 1 000 dní. To je způsobeno nestálostí výnosu měny TRY, která dosahuje vysoké volatility. Kurz měny TRY má mnohem vyšší volatilitu než například měna CHF.

Z Christoffersenova podmíněného testu lze pozorovat, že výjimky se shlukují a Smíšeným Kupiecovým testem je doloženo, že jsou na sobě závislé, kromě intervalu o klouzavým průměru 50 dní, kdy nenastaly dvě výjimky po sobě, tudíž nemohlo dojít k testovacímu výsledku.

Významnost modelu na hladině pravděpodobnosti 1% nebyla prokázána skoro žádným testem.

Chorvatská kuna (HRK)

Další testovanou měnou je chorvatská kuna. Prvním testem nebyla prokázána žádná významnost ani v jednom intervalu, protože skutečná překročení byla daleko vyšší než předpokládaná. Model riziko u této měny velmi podhodnotil.

U TUFF testu byl model významný ve všech intervalech a to proto, že první výjimka nastane vždy.

Kupiecův nepodmíněný test ani Christoffersenův test neprokázali významnost na hladině významnosti 1 % ani v jednom ze stanovených klouzavých průměrů. Christoffersenův test nedošel k výsledku u intervalu 50 a 100 dní, protože nenastaly dvě výjimky za sebou.

Pouze test nezávislosti byl kvalitní z 99 % pro interval 50 dní. Jenom doplňkový statistický test Basilejský semafor neodmítl model ani v jednom z případů.

Rumunský leu (RON)

Model stanovení hodnoty VaR dopadl u měny RON nejhůře ze všech měn, kromě testu do první výjimky, který je vždy významný, nebyla vhodnost modelu prokázána ani jedním z osmi statistických testů. To může být způsobeno tím, že kurz měny vykazuje dlouhodobě klesající trend, měna je velmi volatelní a pohybuje se v širokém pásmu volatility. U této měny dochází k shlukování výjimek na sobě závislých.

Shrnutí

Stanovení hodnoty VaR pomocí Simulace Monte Carlo na základě normálního rozdělení na hladině významnosti 1 % byl pomocí osmi statistických testů zhodnocen celkově jako nevýznamný.

Horších výsledků dosahovaly měny, které měly extrémní a nestabilní volatilitu výnosů. Volatilitu měnových expozic měn střední a jihovýchodní Evropy znázorňují grafy 4.1 až 4.8. Z grafů 4.1 až 4.8 je patrné, že všechny kurzy měn dosahovaly v letech 2008 a 2009 vysokého rozptylu výnosu, tyto extrémní výkyvy nastaly vlivem finanční krize. Také zpětným testováním bylo dokázáno, že nejvíce výjimek nastalo právě v tomto období.

Model lépe odhaduje VaR pro měny měn střední Evropy, které mají stabilnější rozptyl a stabilnější volatilitu. U měn střední Evropy docházelo k extrémním hodnotám převážně v době finanční krize, avšak u měn jihovýchodní Evropy dosahoval rozptyl extrémních hodnot během celého sledovaného období. Největší významnosti dosahoval u všech měn interval o klouzavém průměru 50 dní, protože se model dokáže přizpůsobit volatilitě.

4.2.2 VG rozdělení

Jak už bylo popsáno výše, VG rozdělení umožňuje modelovat oproti Gaussově rozdělení i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělené výnosů finančních aktiv. Díky tomu je znám předpoklad, že tento model by měl být přesnější než předchozí model a mělo by být dosaženo lepších výsledků.

Švýcarský frank (CHF)

V této části je použit druhý ze tří modelu stanovení hodnoty VaR a je opět důkladně popsána nejlépe hodnocená měna, kterou je Švýcarský frank

Test bezpodmínečného pokrytí

Prvním statistickým testem je test bezpodmínečného pokrytí, jehož výsledky znázorňuje tab. 4.8 obsahuje výsledky testu bezpodmínečného pokrytí

Tab. 4.8 Test bezpodmínečného pokrytí – VG

Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	Překročení	N
CHF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	31	1,52616	0,06349
	250	24	26	0,49218	0,31130
	500	24	17	-1,36899	0,91450
	1 000	24	16	-1,57579	0,94246

Zdroj: vlastní

V tab. 4.8 lze vidět, že čím je nižší počet skutečných výjimek tím je významnost modelu vyšší. Nejvyšší významnost byla zaznamenána v intervalech 500 a 1 000 dní, protože ve skutečnosti nastalo méně výjimek než model předpokládal. Testem bylo prokázáno, že model je na hladině spolehlivosti 99 % významný ve všech časových intervalech.

Kupiecův test do první výjimky

Druhým testem je Kupiecův test do první výjimky, výsledky testu pro měnu CHF jsou zaznamenány v tab. 4.9.

Tab. 4.9 Kupiecův test do první výjimky – VG

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
CHF	50	1,57170	0,20996
	100	0,97799	0,32269
	250	1,23563	0,26631
	500	1,92554	0,16524
	1 000	2,03052	0,15416

Zdroj: vlastní

Všechny intervaly uvedeny v tab. 4.9 jsou významné na dané hladině pravděpodobnosti. U tohoto testu dochází k významnosti vždy, jelikož první výjimka musí nastat. Významnost se pak liší v čase první výjimky.

Kupiecův nepodmíněný test

Kupiecův nepodmíněný test je třetím statistickým testem a zaznamenává, jestli model nadhodnocuje nebo podhodnocuje riziko výnosu měn, tab. 4.10 obsahuje výsledky tohoto testu.

Tab. 4.10 Kupiecův nepodmíněný test – VG

Měna	Interval	LR_{POF},	Významnost
CHF	50	0,30494	0,58080
	100	2,12071	0,14532
	250	0,23457	0,62816
	500	2,07679	0,14956
	1 000	2,80064	0,09423

Zdroj: vlastní

Test říká jaká je pravděpodobnost výskytu překročení oproti očekávané pravděpodobnosti výskytu překročení. Z tab. 4.10 lze vidět, že čím je nižší rozdíl mezi skutečným a predikovaným počtem výjimek tím je test významnější, k čemuž došlo v intervalech 50 a 250 dní. Testem byla opět prokázána významnost modelu.

Christoffersenův podmíněný test

Dalším navazujícím testem je Christoffersenův test podmíněného pokrytí. Test zkoumá zda jsou výjimky nezávislé a zda se neshlukují v čase. Test se skládá ze dvou částí, z POF testu a testu nezávislosti. Tab. 4.11 zachycuje test nezávislosti LR_{IND} a Christoffersenův test LR_{CHP}.

Tab. 4.11 Christoffersenův podmíněný test – VG

Měna	interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CHF	50	-	-	-	-
	100	0,63508	0,42550	2,75579	0,25211
	250	1,11414	0,29118	1,34871	0,50949
	500	7,85474	0,00507	9,93153	0,00697
	1 000	2,76249	0,09650	5,56313	0,06194

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.11 vidíme, že model je významný ve všech intervalech kromě klouzavých průměrů o délce 50 a 500 dní. V intervalech 100, 200 a 1 000 dní můžeme shlukování výjimek s 99% spolehlivostí zamítnout. Pro interval o délce 50 dní nešel test vyhodnotit, jelikož nenastaly dvě výjimky za sebou.

Smíšený Kupiecův test

Smíšený Kupiecův test navazuje na Kupiecův POF test, model je tvořen kombinací testu mezi výjimkami LR_{NEZ} a POF testu. Tab. 4.12 udává výsledky testu.

Tab. 4.12 Smíšený Kupiecův test – VG

Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CHF	50	28,94300	0,08889	29,24790	0,10818
	100	34,47330	0,22236	36,59400	0,18927
	250	45,60810	0,00493	45,84270	0,00669
	500	33,09000	0,00280	35,16680	0,00233
	1 000	29,80230	0,00812	32,60300	0,00532

Zdroj: vlastní

V tab. 4.6 vidíme, že tento test udává v obou případech významnost spíše v kratších intervalech a to 50 a 100 dní, kdy lze zamítnout závislost a shlukování výjimek, v delších intervalech na sobě mohou být výjimky závislé.

Basilejský semafor

Doplňkovým testem zpětného testování je Basilejský semafor, kde tab. 4.13 zachycuje výsledky tohoto testu.

Tab. 4.13 Basilejský semafor – VG

Měna	Interval	Zóna	b_t
CHF	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Zdroj: vlastní

V tab. 4.13 vidíme, že všechny intervaly spadají do zelené zóny a z toho vyplývá, že model je vhodný.

Výnosy měny CHF dosahovaly nejvyšší významnosti oproti jiným měnám ve všech časových intervalech. Nyní budou popsány výsledky testů ostatních výnosů měn.

Celkové zhodnocení měn

Nejlépe bylo vyhodnoceno testovaná modelu stanovení hodnoty VaR v intervalu 50 a 100 dní, kde všech osm testů kromě Christoffersenova podmíněného testu bylo významných na hladině významnosti 1 %. Následující část obsahuje výsledky všech osmi měn v dvouměsíčním a čtyřměsíčním časovém intervalu.

Test bezpodmínečného pokrytí

První tab. 4.14 zobrazuje test bezpodmínečného pokrytí u všech měnových kurzů v intervalu o klouzavém průměru 50 a 100 dní.

Tab. 4.14 Test bezpodmínečného pokrytí – VG

Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	Překročení	N
CHF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	31	1,52616	0,06349
HUF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	28	0,90577	0,18253
CZK	50	24	27	0,69897	0,24229
	100	24	34	2,14654	0,01591
PLN	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	26	0,49218	0,31130
MKD	50	24	47	4,83489	6,66083x10^-7
	100	24	42	3,80091	0,00007
TRY	50	24	25	0,28538	0,38768
	100	24	28	0,90577	0,18253
HRK	50	24	41	3,59412	0,00016
	100	24	33	1,93975	0,02621
RON	150	24	30	1,31936	0,09352
	200	24	39	3,18052	0,00074

Zdroj: vlastní

V tab. 4.14 můžeme vidět, že maďarský forint je druhou nejlépe hodnocenou měnou co se týče významnosti stanovení hodnoty VaR na hladině významnosti 1 % na základě VG rozdělení. Během testování bylo zaznamenáno nejvíce výjimek v letech 2008 a 2009 z důvodu finanční krize. Dále byl zjištěn větší počet výjimek v roce 2010, kdy byl prudký pokles HUF a to z důvodu společné mise Mezinárodního měnového fondu a Evropské unie v maďarském účetnictví, která sloužila k tomu, aby bylo zjištěno jak země plní podmínky své úvěrové dohody.

V případě měny CZK byly zjištěny pomocí zpětného testování výjimky, což je překročení skutečné hodnoty predikovanou hodnotu VaR v rozmezí let 2008 až 2010 a to opět ze stejného důvodu jako u předešlé měny.

Model byl u kurzu měny PLN v obou intervalech významný, opět jako všechny předešlé měny dosahoval lepších výsledků v kratším tedy dvouměsíčním intervalu, kde dokázal model nejvíce reagovat na vzniklou volatilitu.

Model stanovení hodnoty VaR na hladině významnosti 1% pomocí VG rozdělení byl nejhůře vyhodnocen na výnosech měnového kurzu Makedonského denáru, v tomto testu dosahoval lepších výsledků jako jediná měna v delších intervalech. K výjimkám docházelo hlavně v letech 2006 a 2007 a to z důvodu politické krizi v zemi, kdy došlo k bojkotu parlamentu a vynucení si změn volebního zákonu. K bojkotu postupně všech čtyř hlavních parlamentních stran docházelo i v letech 2008 až 2011, kdy byla také zaznamenána extrémní volatilita a tím i zvýšený počet výjimek.

Ostatní měny byly významné spíše v kratším intervalu a opět největší počet výjimek nastal v letech 2008 až 2010. U jihovýchodních zemí došlo k většímu počtu výjimek i kolem roku 2001 příčinou byly střety v Makedonii, které byly po politických ústupcích ukončeny.

Kupiecův test do první výjimky

Dalším testem je Kupiecův test do první výjimky, jinak známý také jako TUFF test. Tab. 4.15 zobrazuje výsledky tohoto statistického testu.

Tab. 4.15 Kupiecův test do první výjimky – VG

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
CHF	50	1,57170	0,20996
	100	0,97800	0,32269
HUF	50	1,57170	0,20996
	100	1,12480	0,28889
CZK	50	1,17879	0,27760
	100	0,85065	0,35637
PLN	50	1,49653	0,22121
	100	1,23563	0,26632
MKD	50	0,45611	0,49945
	100	0,58313	0,44509
TRY	50	1,29555	0,25503
	100	1,12480	0,28889
HRK	50	0,61181	0,43411
	100	0,89116	0,34516
RON	50	1,02458	0,31144
	100	0,67291	0,41204

Zdroj: vlastní

TUFF test je specifický v tom, že model je významný ve všech intervalech, protože první výjimka nastává vždy. Liší se pouze ve výši významnosti. Čím nižší je výsledek testu tím vyšší je významnost.

Kupiecův nepodmíněný test

Třetím statistickým testem je Kupiecův nepodmíněný test, který je testem oboustranným to umožňuje zkoumat nevhodnost modelu jak z podhodnocení rizika, tak z jeho nadhodnocení. Jedná se o poměr skutečné pravděpodobností vzniku výjimky ku očekávané pravděpodobnosti vzniku výjimky.

Tab. 4.16 Kupiecův nepodmíněný test – VG

Měna	Interval	LR_{POF}	Významnost
CHF	50	0,30494	0,58080
	100	2,12071	0,14532
HUF	50	0,30494	0,58080
	100	0,77441	0,37886
CZK	50	0,46701	0,49437
	100	4,05628	0,04401
PLN	50	0,11486	0,73468
	100	0,23457	0,62816
MKD	50	18,15160	0,00002
	100	11,73320	0,00061
TRY	50	0,07992	0,77741
	100	0,77441	0,37886
HRK	50	10,59070	0,00114
	100	3,34898	0,06725
RON	150	1,60364	0,20539
	200	8,45587	0,00364

Zdroj: vlastní

U měn střední Evropy je model významný v obou intervalech. Vyšší významnosti dosahuje v kratším intervalu 50 dní, to je způsobeno tím, že model riziko spíše nadhodnocuje, proto je skutečný počet výjimek nižší. K podhodnocení rizika dochází u měn jihovýchodní Evropy. Nejhorších výsledků dosáhl model u měny MKD, kdy skutečný počet výjimek skoro dvojnásobně překročil předpokládaný počet výjimek.

Christoffersenův podmíněný test

Dalším testem je Christoffersenův podmíněný test, kterým ověříme nezávislost výjimek.

Tab. 4.17 Christoffersenův podmíněný test – VG

Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CHF	50	-	-	-	-
	100	0,63508	0,42550	2,75579	0,25211
HUF	50	-	-	-	-
	100	0,90169	0,34233	1,67610	0,43255
CZK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
PLN	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
MKD	50	0,00451	0,94644	18,15610	0,00011
	100	1,57445	0,20956	13,30770	0,00129
TRY	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
HRK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
RON	50	-	-	-	-
	100	4,81634	0,02819	13,27220	0,00131

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.17 je patrné, že shlukování výjimek můžeme zamítnout v intervalu 100 dní u výnosů kurzů CHF a HUF. Tento test lze vypočítat pouze za předpokladu, že nastanou dvě výjimky za sebou, k čemuž u většiny měn nedošlo.

Smíšený Kupiecův test

Předpoklad, že výjimky jsou nezávislé a rovnoměrně rozprostřeny v čase, není možné pomocí Christoffersenova testu prokázat, protože test zjišťuje pouze to, jestli pravděpodobnost vzniku výjimky ovlivnila či ne předchozí výjimka. Proto je proveden rozšířený Kupiecův smíšený test, který netestuje výjimky jen jdoucí po sobě a tak lze vypočítat pro všechny intervaly. Tab. 4.18 zobrazuje výsledky Smíšeného Kupiecova testu.

Tab. 4.18 Smíšený Kupiecův test – VG

Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CHF	50	28,94300	0,08889	29,24790	0,10818
	100	34,47330	0,22236	36,59400	0,18927
HUF	50	25,40980	0,18620	25,71480	0,21753
	100	28,46720	0,33586	29,24170	0,34928
CZK	50	22,57270	0,65700	23,03970	0,68288
	100	53,67660	0,01292	57,73290	0,00674
PLN	50	15,12760	0,81650	15,24240	0,85163
	100	30,54790	0,20443	30,78240	0,23647
MKD	50	62,30980	0,04451	80,46140	0,00125
	100	69,22410	0,00203	80,95730	0,00014
TRY	50	24,00180	0,46150	24,08170	0,51466
	100	40,21410	0,04892	40,98860	0,05384
HRK	50	67,07520	0,00465	77,66600	0,00047
	100	50,78810	0,01869	54,13710	0,01161
RON	50	48,74180	0,01230	50,34540	0,01142
	100	60,95840	0,00423	69,41430	0,00069

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.18 vidíme, že výjimky měn střední Evropy jsou na sobě méně závislé než výjimky měn jihovýchodní Evropy. Závislost výjimek znamená, že pokud je volatilita v některém období nižší, pak bude nejspíše nižší i v následující dny a naopak bude li vyšší, následující dny budou také vykazovat vyšší volatilitu výnosů měn.

Shrnutí

V této části bylo stanovení hodnoty VaR pomocí Simulace Monte Carlo na základě VG rozdělení na hladině významnosti 1 %.

Pomocí Kupiecova nepodmíněného testu bylo zjištěno, že u kratších intervalu model spíše nadhodnocuje riziko a proto byl mnohdy skutečný počet výjimek menší než očekávaný, u měn jihovýchodní Evropy je tomu naopak. Christoffersenův test potvrdil, že výjimky u měn CHF a HUF nejsou shlukovány, ale až rozšířeným smíšeným Kupiecvým testem bylo zjištěno, že skutečné výjimky měn střední Evropy jsou na sobě méně závislé než výjimky jihovýchodní Evropy.

Zpětným testováním byla prokázána domněnka, že model za pomocí VG rozdělení by měl být významnější než předchozí model na základě normovaného rozdělení. Model byl úspěšnější v kratších intervalech, kterými jsou intervaly o klouzavém průměru 50 a 100 dní. Čím kratší interval tím lépe umožňuje reagovat na změny pravděpodobnostního rozdělení výnosů jednotlivých kurzu měn. Model není vhodný pro extrémní změnu volatility

Stejně jako u předchozího modelu i tento model na základě VG rozdělení přesněji stanovuje hodnotu VaR u měn střední Evropy.

4.2.3 NIG rozdělení

Posledním ze tří testovaných modelu je model stanovení hodnoty VaR na hladině spolehlivosti 99 % na základě NIG rozdělení. NIG rozdělení umožňuje stejně jako VG rozdělení modelovat vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělené výnosů finančních aktiv. Tyto dva modely se od sebe liší ve stanovení těchto vyšších momentů, což můžeme vidět v tab. 3.2 a 3.3. Nejprve budou detailně popsány výsledky testu u měny CHF a poté všechny měny v intervalu 50 a 100 dní.

Švýcarský frank (CHF)

I třetí z modelu, tedy NIG model nejpřesněji odhadl hodnotu rizika u měny CHF a následující část je věnována právě výsledkům měny CHF.

Test bezpodmínečného pokrytí

Prvním statistickým testem je test bezpodmínečného pokrytí, který udává jaký byl předpokládaný a skutečný počet výjimek. Výsledky jsou obsaženy v tab. 4.19

Tab. 4.19 Test bezpodmínečného pokrytí – NIG

Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	Překročení	N
CHF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	30	1,31936	0,09352
	250	24	28	0,90577	0,18253
	500	24	18	-1,16219	0,87742
	1 000	24	18	-1,16219	0,87742

Zdroj: vlastní

V tab. 4.19 lze vidět v sloupci N rozdíl v absolutní hodnotě mezi skutečným a předpokládaným počtem výjimek, nejvíce se skutečnosti přibližuje hodnota v intervalu o klouzavém průměru 50 dní. V časových intervalech 500 a 1 000 dní je sice významnost nejvyšší, ale překročení mělo zápornou hodnotu, což znamená, že model riziko nadhodnotil a ve skutečnosti bylo v obou případech o šest výjimek méně než kolik odhadl model. Dle tohoto testu model je významný ve všech časových intervalech.

Kupiecův test do první výjimky

Kupiecův test do první výjimky je druhým použitým statistickým testem, výsledky testu jsou zaznamenány v tab. 4.20,

Tab. 4.20 Kupiecův test do první výjimky – NIG

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
	50	1,57170	0,20996
	100	1,02458	0,31144
CHF	250	1,12480	0,28889
	500	1,82792	0,17637
	1 000	1,82792	0,17637

Zdroj: vlastní

Všechny intervaly uvedeny v tab. 4.20 jsou významné na dané hladině spolehlivosti 99 %.

Kupiecův nepodmíněný test

Kupiecův nepodmíněný test zjišťuje, zda model riziko nadhodnocuje nebo podhodnocuje, je to tzv. oboustranný test.

Tab. 4.21 Kupiecův nepodmíněný test – NIG

Měna	Interval	LR_{POF}	Významnost
	50	0,30494	0,58080
	100	1,60364	0,20539
CHF	250	0,77441	0,37886
	500	1,47150	0,22511
	1 000	0,22511	0,22511

Zdroj: vlastní

Test porovnává pravděpodobnost výskytu překročení oproti očekávané pravděpodobnosti výskytu překročení. Platí, že čím nižší je rozdíl v absolutní hodnotě mezi skutečným a predikovaným počtem výjimek tím je významnost vyšší. Z výsledků tab. 4.21 je patrné, že model je významný.

Christoffersenův podmíněný test

Předchozí testy měly spíše doplňkový charakter, složitějším testem je například Christoffersenův test podmíněného pokrytí. Test je složen ze dvou nepodmíněných testu a zjišťuje nezávislost výjimek a shlukování v čase.

Tab. 4.21 Christoffersenův podmíněný test – NIG

Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CHF	50	-	-	-	-
	100	0,71749	0,39697	2,32112	0,31331
	250	0,90169	0,34233	1,67610	0,43255
	500	7,39569	0,00654	8,88720	0,01187
	1 000	2,33169	0,12676	3,80319	0,14933

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.21 lze vidět, že výjimky jsou na sobě nezávislé a neshlukují se v čase. Nezávislost platí pouze pro předchozí výjimku nikoliv jako celek. To platí pro všechny časové intervaly kromě 50 denního intervalu, kdy test nešel vyhodnotit z důvodu nenastání dvou výjimek za sebou.

Smíšený Kupiecův test

Smíšený Kupiecův test je rozšířeným Christoffersenovým testem, model je tvořen kombinací testu mezi výjimkami LR_{NEZ} a POF testu a zjišťuje celkovou závislost mezi výjimkami. Tab. 4.22 udává výsledky testu.

Tab. 4.22 Smíšený Kupiecův test – NIG

Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CHF	50	23,02180	0,28772	23,32680	0,32681
	100	31,66650	0,28829	33,27020	0,26698
	250	45,47370	0,01044	46,24810	0,01196
	500	33,58700	0,00389	35,05850	0,00390
	1 000	30,68990	0,01474	32,16140	0,01437

Zdroj: vlastní

Z výsledků v tab. 4.22 můžeme potvrdit předchozí domněnku, kterou je náhodný charakter výskytu výjimek. Tím, že je prokázána významnost modelu ve všech intervalech je opět potvrzeno, že model na základě NIG rozdělení dobře odhaduje riziko měny CHF.

Basilejský semafor

Posledním statistickým testem je Basilejský semafor, který řadí model do tří zón, zelené, žluté a červené. Je žádoucí, aby model patřil do zelené zóny.

Tab. 4.22 Basilejský semafor – NIG

Měna	Interval	Zóna	b_t
CHF	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Zdroj: vlastní

V tab. 4.22 vidíme, že všechny výsledky v časových intervalech spadají do zelené zóny, což znamená, že model je vhodný a není překročen počet 4 výjimek za 250 dní.

Porovnání všech měn

V tomto modelu bylo opět dosahováno nejlepších výsledků v nejkratších intervalech, kterými jsou intervaly o klouzavém průměru 50 a 100 dní, tedy dvou a čtyř měsíců. Aby bylo možné výsledky lépe zhodnotit, je následující část věnována pouze těmto dvěma intervalů

Test bezpodmínečného pokrytí

První testem je opět test bezpodmínečného pokrytí neboli základní frekvenční test, který nám říká, jak model odhadnul riziko a tedy počet výjimek. V tab. 4.23 jsou zobrazeny výsledky testu.

Tab. 4.23 Test bezpodmínečného pokrytí – NIG

Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
CHF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	30	1,31936	0,09352
HUF	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	29	1,11256	0,13295
CZK	50	24	29	1,08958	0,13795
	100	24	35	2,32774	0,00996
PLN	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	26	0,47050	0,31900
MKD	50	24	51	5,66208	7,47751x10^-9
	100	24	46	4,62810	1,8452x10^-6
TRY	50	24	24	0,05778	0,47696
	100	24	29	1,08958	0,13795
HRK	50	24	37	2,76693	0,00283
	100	24	36	2,56014	0,00523
RON	150	24	32	1,70866	0,04376
	200	24	40	3,38732	0,00035

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.23 opět vidíme, že je rozdíl v odhadu modelu rizika u střední a jihovýchodní Evropy. U střední Evropy model riziko spíše nadhodnocuje, a proto například u měny CHF dochází u dvouměsíčního intervalu k tomu, že skutečný počet výjimek je nižší než model předpokládal. Z jihovýchodní Evropy dochází u tří měn k opačnému jevu a tedy k podhodnocení. Nejhorších výsledků dosahuje měna MKD, kde ve skutečnosti je překročen dvojnásobek předpokládaných výjimek. K největšímu shluku výjimek dochází v letech 2008 až 2011, v tomto období bylo zaznamenáno v intervalu 50 dní 27 výjimek.

Kupiecův test do první výjimky

Druhým testem v pořadí je TUFF test neboli Kupiecův test do první výjimky.

Tab. 4.24 Kupiecův test do první výjimky – NIG

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
CHF	50	1,57170	0,20996
	100	1,02458	0,31144
HUF	50	1,49653	0,22121
	100	1,07345	0,30017
CZK	50	1,07345	0,30017
	100	0,81192	0,36756
PLN	50	1,49653	0,22121
	100	1,23563	0,26632
MKD	50	0,37146	0,54221
	100	0,47949	0,48866
TRY	50	1,35881	0,24375
	100	1,07345	0,30017
HRK	50	0,73940	0,38985
	100	0,77487	0,37872
RON	50	0,93357	0,33394
	100	0,64172	0,42309

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.24 lze vidět, že se spolehlivostí 99 % je model stanovení hodnoty VaR významný ve všech pozorovaných intervalech. Tento statistický test však nebere v úvahu závislosti mezi jednotlivými výjimkami a proto nemá příliš velkou vypovídací schopnost.

Kupiecův nepodmíněný test

Dalším je statistickým testem je Kupiecův nepodmíněný test. Výsledky testu jsou zaznamenány v tab. 4.25,

Tab. 4.25 Kupiecův nepodmíněný test – NIG

Měna	Interval	LR_{POF}	Významnost
CHF	50	0,30494	0,58080
	100	1,60364	0,20539
HUF	50	0,11486	0,73468
	100	1,15410	0,28269
CZK	50	1,10856	0,29240
	100	4,72633	0,02970
PLN	50	0,11486	0,73468
	100	0,23457	0,62816
MKD	50	24,07450	9,26797x10^-7
	100	16,77730	0,00004
TRY	50	0,00333	0,95401
	100	1,10856	0,29240
HRK	50	6,52969	0,01061
	100	5,64827	0,01747
RON	50	2,63194	0,10473
	100	9,49786	0,00206

Zdroj: vlastní

U tohoto testu platí, že čím lépe model odhaduje riziko kurzu měny tím nižší je výsledek testu a tím vyšší je významnost. Dle tab. 4.25 model lépe odhaduje riziko měn střední Evropy. Nejlépe bylo odhadnuto riziko u výnosů měny PLN, kdy v časovém intervalu 50 dní byl skutečný počet výjimek o 2 výjimky menší, riziko bylo nadhodnoceno a v intervalu o klouzavém průměru 100 dní byl skutečný počet výjimek o 2 vyšší, takže bylo riziko jen mírně podhodnoceno. U všech měn lze říci, že čím nižší je interval pro stanovení hodnoty VaR na hladině významnosti 1 %, tím je odhad rizika přesnější.

Christoffersenův podmíněný test

Čtvrtým statistickým testem zpětného testování je Christoffersenův podmíněný test. Tímto testem je zjištěna, zda existuje závislost mezi výjimkami. V tab. 4.26 jsou výsledky testu v intervalech o klouzavém průměru 50 a 100 dní.

Tab. 4.26 Christoffersenův podmíněný test – NIG

Měna	interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CHF	50	-	-	-	-
	100	0,71749	0,39697	2,32112	0,31331
HUF	50	0,80625	0,36923	1,96035	0,37525
	100	0,80625	0,36923	1,96035	0,37525
CZK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
PLN	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
MKD	50	0,01010	0,91995	24,08460	5,88974*10^-6
	100	1,10982	0,29212	17,88710	0,00013
TRY	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
HRK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
RON	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-

Zdroj: vlastní

Z tab. 4.26 je patrné, že u výnosů měn CHF a HUF nedochází k závislosti na předchozí výjimce naopak u měny MKD je velmi vysoká závislost. Tím, že test zjišťuje závislost pouze na předchozí výjimce, nebylo možné dosáhnout výsledku u měn, kde nenastaly dvě výjimky za sebou, proto je použit rozšířený Kupiecův smíšený test, který zjišťuje závislost mezi všemi výjimkami.

Smíšený Kupiecův test

Kupiecův smíšený test je stejně jako předchozí statistický test složen ze dvou dalších testů, kterými jsou POF test a test nezávislosti. Výsledky POF testu obsahuje tab. 4.25 a výsledky testu nezávislosti a celkového Kupiecova smíšeného testu jsou zaznamenán v tab. 4.27

Tab. 4.27 Smíšený Kupiecův test – NIG

Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CHF	50	23,02180	0,28772	23,32680	0,32681
	100	31,66650	0,28829	33,27020	0,26698
HUF	50	31,08400	0,26771	32,23810	0,26493
	100	31,08400	0,26771	32,23810	0,26493
CZK	50	24,57430	0,65089	25,72840	0,63997
	100	57,65380	0,00687	62,47710	0,00291
PLN	50	15,12760	0,81650	15,24240	0,85163
	100	30,61650	0,20204	30,85100	0,23387
MKD	50	72,93910	0,01486	97,01360	0,00008
	100	70,54330	0,00508	87,32060	0,00011
TRY	50	21,23910	0,56649	21,24530	0,62422
	100	41,11690	0,05239	42,27100	0,05308
HRK	50	43,16260	0,19180	49,69230	0,07932
	100	55,03210	0,01683	60,68030	0,00620
RON	50	43,16260	0,19180	49,69230	0,07932
	100	55,03210	0,01683	60,68030	0,00620

Zdroj: vlastní

Dle tab. 4.27 test nezávislosti ukazuje, že skoro u všech výnosů měn jsou výjimky, které nastaly na sobě nezávislé. Pokud zohledníme i riziko pomocí POF testu, tak se významnost výrazně snížila u měny MKD kde by mohlo dojít ke shlukování výjimek. Vyšší významnosti a tím i lepších výsledků opět dosahovaly měny střední Evropy.

Basilejský semafor

Posledním statistickým testem je Basilejský semafor, který slouží jako doplňkový test. Testem bylo zjištěno, že všechny intervaly měn jsou řazeny do zelené zóny, což znamená, že nenastane více než 4 výjimky za dobu 250 dní a model je přijat.

Shrnutí

Posledním ze tří testovaných modelů bylo stanovení hodnoty VaR na 1% hladině významnosti pomocí simulace Monte Carlo na základě NIG rozdělení.

Zpětným testováním bylo prokázáno, že model odhaduje riziko lépe u měn střední Evropy. V kratších intervalech docházelo dokonce k nadhodnocení rizika, tedy že skutečný počet výjimek byl nižší, než jaký odhadoval model. Dále bylo zjištěno, že u měn střední Evropy dochází k výjimkám náhodně, tedy jsou na sobě nezávislé. U měn jihovýchodní

Evropy byl tento fakt potvrzen pouze u nejkratšího intervalu. Největší pravděpodobnost závislých a shlukujících se výjimek byla prokázána u výnosů měny MKD.

Všechny výnosy měn až na měnu MKD dosahovaly lepších výsledků v kratších intervalech, kterými jsou klouzavé průměry o délce 50 a 100 dní. Krátké intervaly dokážou lépe reagovat na změnu volatility. Měna MKD dosahovala nejlepších výsledků v desetiměsíčním intervalu

Pomocí testu bylo prokázáno, že model lépe stanovuje hodnotu VaR u měn střední Evropy.

4.3 Závěrečné shrnutí

Celá tato práce byla zaměřena na zkoumání správnosti odhadu rizika prostřednictvím VaR u měn střední a jihovýchodní Evropy. Hodnota VaR pomocí simulace Monte Carlo byla odhadnuta na základě tří pravděpodobnostních rozdělení, kterými bylo Gaussovo, VG a NIG rozdělení. Zpětným testováním byl vybrán nejlepší model odhadu hodnoty Value at Risk.

Nejméně přesným rozdělením při odhadu hodnoty VaR bylo normální rozdělení pravděpodobnosti. Model na hladině spolehlivosti 99 % byl nevýznamný téměř u všech měn ve všech intervalech, důvodem nepřesnosti pravděpodobně je, že model u těchto časových intervalů reaguje na volatilitu nepřiměřeně. Měny MKD a CHF dosáhly lepších výsledků při delších intervalech 500 a 1 000 dní, model dokázal lépe zareagovat na volatilitu a byl tak přesnější. Nepřesnost modelu je dána tím, že jeho základním stavebním prvkem je pouze směrodatná odchylka a střední hodnota, do modelu nejsou zařazeny zbývající dva momenty, které jsou pro přesnost modelu důležité.

Druhým použitým modelem byl VG model, kdy při stanovení hodnoty VaR pomocí simulace Monte Carlo bylo využito VG rozdělení. Tento model je přesnější. Významnost byla prokázána spíše v kratších intervalech, protože model dokáže lépe zachytit změny pravděpodobnostního rozdělení výnosů jednotlivých kurzu měn a včas na ně reagovat

Posledním testovaným modelem je NIG model, který využívá při odhadu VaR NIG rozdělení pravděpodobnosti. Model dosáhl podobných výsledků jako VG model, ale výrazně lepších u měny CHF, kde byl významný téměř ve všech provedených testech. U ostatních měn bylo stejně jako v předešlém modelu dosaženo nejlepších výsledků v nejkratších intervalech, což bylo 50 a 100 dní.

Tím, že VG a NIG modely zahrnují parametr špičatosti by mělo platit, že model je spolehlivější v delších časových intervalech, to však u intervalu 1 000 dní nebylo prokázáno, důvodem může být dlouhodobě nekonstantní volatilita.

Aby byly modely na základě normálního, VG a NIG rozdělení přesnější a stabilnější na 1% hladině významnosti, měly by být využity kratší časové intervaly pro stanovení parametrů při odhadu hodnoty VaR. Hladina spolehlivosti by měla pro VG a NIG rozdělení zůstat ve výši 99 %. Pokud by u normálního rozdělní byla snížena hladina spolehlivosti na 95

%, model by hodnotu VaR odhadoval lépe, o tom se můžeme přesvědčit v příloze 4., kde byl proveden odhad prvního modelu na hladině spolehlivosti 95%.

V následující tab. 4.27 je zobrazeno HDP/ob. a výsledky modelů pro jednotlivé měny zemí střední a jihovýchodní Evropy. První hodnotou v tab. 4. 27 je HDP/obyvatel, která je měřena v mezinárodním dolaru. Mezinárodní dolar je měnová jednotka, která má na daném místě stejnou kupní sílu jako americký dolar v určeném čase. Následující sloupce zobrazují výsledky jednotlivých modelu pro danou měnu. Hodnota je vždy složena ze součtu významností vynásobených váhami jednotlivých testů ve zvolených časových intervalech. Všechny testy mají váhu rovnu jedné kromě podmíněných testů, kterými jsou Christoffersenův podmíněný test a Smíšený Kupiecův test, kterým je z důvodu vyšší vypovídací schopnosti přiřazena váha rovna dvěma.

Tab. 4.27 Srovnání měn střední a jihovýchodní Evropy

		HDP/ob. (mez. dolar) 2011	**NR**	**VG**	**NIG**
Střední Evropa	**CHF**	51 262	27	40	52
	CZK	26 208	19	30	30
	HUF	21 603	29	36	32
	PLN	21 261	23	29	28
Jihovýchodní Evropa	**HRK**	19 469	14	21	24
	TRY	17 110	13	26	26
	RON	15 139	6	19	17
	MKD	11 258	16	26	27
			147	**227**	**236**

Zdroj: Mezinárodní měnový fond, vlastí

Z tab. 4.27 je parné, že všechny tři použité modely lépe odhadly hodnotu VaR se spolehlivostí 99 % pro měny střední Evropy. Země střední Evropy mají rostoucí výnosy kurzů měn, stabilnější hospodářství a vyšší HDP na obyvatele, lze tak říci, že modely lépe odhadují riziko u měn, které mají stabilnější hospodářský a politický vývoj. Nejlépe odhadly modely stanovení hodnoty VaR pro měnu CHF (švýcarský frank).

Všechny modely byly testovány na hladině spolehlivosti 99 %, proto by se tato práce dala rozšířit o testování na jiných hladinách spolehlivosti. Dalším rozšířením by mohlo být testování časových řad výnosů měn v různých fázích vývoje trhu, což by mohlo vést k jiným výsledkům.

5 Závěr

Pro úspěšné řízení bank je velmi důležité zvládnout finanční riziko, ať už se jedná o riziko úvěrové, tržní, likvidní, operační nebo obchodní riziko. Risk management se zabývá měřením rizika, a proto je nedílnou součástí při řízení banky. Při měření rizika využívá risk management jednu z nejpřesnějších a nejpoužívanějších statistik, kterou je metodologie Value at Risk.

Cílem diplomové práce byl odhad Value at Risk pro vybrané měnové kurzy střední a jihovýchodní Evropy a následné ověření správnosti modelů pomocí zpětného testování. Byly porovnány tři modely marginálních rozdělení při stanovení hodnoty Value at Risk, kterými je normální, variance gamma a normal inverse Gaussian rozdělení.

Value at Risk pro měření rizika měnových kurzů byla odhadována na základě denních výnosů za období posledních devíti let pro různé časové intervaly se spolehlivostí 99 %. Při stanovení Value at Risk byl odhad vývoje měnových kurzů proveden pomocí simulace Monte Carlo, kdy bylo nasimulováno 100 000 náhodných scénářů. Generování náhodných čísel bylo provedeno pro všechny tři pravděpodobnostní rozdělení. Rozdíl mezi těmito rozděleními je, že normální rozdělení bere v úvahu pouze střední hodnotu a směrodatnou odchylku, oproti tomu VG a NIG rozdělení využívají i šikmost a špičatosti. VG a NIG rozdělení se od sebe liší ve výpočtu těchto dvou vyšších momentů.

Správný model stanovení hodnoty VaR by měl vykazovat dobrý počet výjimek a výjimky by měly být nezávislé a také by se neměly shlukovat v čase. Zda jsou použité modely stanovení Value at Risk správné a kvalitní bylo ověřeno pomocí osmi statistických testů. Všechny tři modely vykazovaly nejvyšší počet výjimek a shlukování v letech 2008 až 2010 v období finanční krize, proto mohlo být modelování částečně zkresleno.

Při srovnání střední a jihovýchodní Evropy modely lépe odhadly hodnotu VaR na 1% hladině významnosti pro měny střední Evropy. V porovnání s jižní Evropou mají středoevropské země rostoucí výnosy kurzů měn, stabilnější hospodářství a politické dění. Z výsledku vyplývá, že modely lépe odhadují riziko u měn, které mají stabilnější hospodářský a politický vývoj.

Banka provádí každý den měření a testování měnového rizika, aby zjistila jejich dopad na hospodářský výsledek banky. V risk managementu je pro měření rizika u měnových kurzů nejdůležitější správně zvolit pravděpodobnostní rozdělení při simulaci Monte Carlo. Pokud je správně stanoveno rozdělení je odhad rizika přesnější a banky tak mohou být lépe řízeny. Pokud znají výši rizika, mohou riziko eliminovat a tak dosahovat vyšších zisků, což vede k posílení finančního sektoru. Na základě daných dat a postupů bylo zjištěno, že nejlepším modelem marginálního rozdělení při simulaci vývoje cen měnových kurzů se jeví NIG rozdělení.

Seznam použité Literatury

Publikace:

[1] ALEXANDER, C. *Market Risk Analysis. Volume IV. Value-at-Risk Models*. 4th. ed. Chichester: John Wiley, 2008. 449 p. ISBN 978-0-470-99788-8.

[2] CIELEPOVÁ, G. *Zpětné testování modelů pro odhad rizika na bázi VaR.* Ostrava, 2011. Diplomová práce. Vysoká škola Báňská-Technická univerzita Ostrava.

[3] DAS, S. *Risk management.* 3 rd. ed. John Wiley. Singapore, 2006. 1319 p. ISBN 978-0-470-82165-7

[4] HULL, J. *Risk Management and Financial Institutions*. 1st. ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2007. 500 p. ISBN 0-13-239790-0.

[5] HASS, M. *New Methods in Basktesting Financial Engeneering.* 2001

[6] CHRSTOFFERSEN, Peter and Denis PELLETIER. 2004. *Backtesting Value-at-Risk: A duration-based approach. Journal of Financial Econometrics,* 2004, roč. 2, č. 1, s. 84-108

[7] JÍLEK, J. *Finanční trhy a investování.* 1.vyd. Praha: Grada Publishing a.s, 2009. 648 s. ISBN 978-80-247-1653-4

[8] JÍLEK, J. *Finanční rizika.* 1. vyd. Praga: Grada, 2000. 640s. ISBN 80-7169-579-3

[9] JORION, P. *Value at Risk: The new benchmark for managing financial risk.* 3rd. ed. New York: McGraw-Hill, 2007. 602 s. ISBN 0-07-146495-6.

[10] KRESTA, A. *Odhad hodnoty Value at Rist lineárního portfolia aktiv pomocí kopula funkcí.* Ostrava 2011. Doktorská disertační práce. Vysoká škola Báňská-Technická univerzita Ostrava.

[11] LIŠKA, Václav a Jan GAZDA. *Kapitálové trhy a kolektivní investování*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2004. 525 s. ISBN 80-86419-63-0

[12] SCHOUTENS, W. 2003. *Lévy processes in Finance.* 1. vyd. Chichestr: John Wiley, 2003. ISBN 0-470-85156-2.

[13] SILBEROVÁ, Z. *Charakteristika metod řízení a regulace měnového rizika. Czech Journal of economics and finance*, 2003, č. 7-8

[14] STIBOROVÁ, E. *Analýza vybraných zajištěných fondů v České republice.* Ostrava, 2011. Diplomová práce. Vysoká škola Báňská-Technická univerzita Ostrava.

[15] RESTI, Andrea and Andrea SIRONI. *Risk management and shareholders´ value in banking: from risk measurement models to capital allocation policies*. 1st. ed. Chichester: John Wiley, 2007. 782 p. ISBN 978-0-470-02978-7.

[16] TICHÝ, T. *Lévy processes in finance.* 1. vyd. Ostrava: Moravapress. 2011. ISBN 978-80-248-2536-6

[17] TICHÝ, T. *Simulace Monte Carlo ve financích* .1.vyd. Ostrava: Grafico, 2010. ISBN 978-80-248-2352-2.

[18] ZMEŠKAL, Z a kol. *Finanční modely.* 2. Vyd. Praha: Ekopress, 2004. ISBN 80-86119-87-4.

Internetové zdroje:

[1] Evropská komise. *Vývoj měnových kurzů.* [online]. [cit. 2013-1-7]. Dostupný z www: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/

[2] E15 Ekonomika, byznys, finance [online]. Dostupný z : http://www.e15.cz/´

[3] GURNÝ, Petr. Kvantifikace akciového a měnového rizika pomocí metodologie Value at risk. *In:Ekonomická fakulta, Vysoká škola báňská-technická univerzita Ostrava* [on-line]. Poslední aktualizace 26. 3. 2012 [cit. 2012-12-02]. Dostupné z: http://www.ekf.vsb.cz/miranda2/export/sites-root/ekf/konference/cs/okruhy/rmfr/rocnik-2008/prispevky/dokumenty/Gurny.Petr.pdf

[4] Mezinárodní měnový fond. [online]. Dostupný z www: http://www.imf.org/external/index.htm

[5] Wikipedie otevřená encyklopedie. [online]. Dostupný z www: http://cs.wikipedia.org/wiki/Wikipedie

Seznam zkratek

CZK	česká koruna
CHF	švýcarský frank
HRK	chorvatská kuna
HDP	hrubý domácí produkt
HUF	maďarský forint
EU	Evropská unie
NIG	normal inverse Gaussian rozdělení
NR	normální rozdělení
MKD	makedonský denár
PLN	polský zloty
RON	rumunský leu
VG	variance gamma rozdělení
TRY	turecká lira
S_t	cena finančního aktiva v čase t
ε	generovaný náhodný prvek
θ	parametr pro sladění šikmosti u VG a NIG modelů
ϑ	parametr pro sladění volatility u VG a NIG modelů
v	parametr pro sladění špičatosti u VG a NIG modelů
$\Gamma(x)$	gama funkce pro veličinu x
LR_{TUFF}	testovací statistika Kupiecův test do první výjimky
LR_{POF}	testovací statistika Kupiecův nepodmíněný test
LR_{IND}	testovací statistika nezávislosti výjimek (Christoffersenův podmíněný test)
LR_{CHP}	testovací statistika Christoffersenův podmíněný test
LR_{NEZ}	testovací statistika nezávislosti výjimek (smíšený Kupiecův test)
LR_{MIX}	testovací statistika smíšený Kupiecův test
π_{01}	výjimce nepředchází výjimka
π_{11}	výjimce předchází výjimka
ln	přirozený logaritmus

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. - autorský zákon, zejména § 35- užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a §60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská- Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě diplomovou práci užít (§35 odst. 3)
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivovaná v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucích diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu §12 odst. 4 autorského zákona
- bylo sjednáno, že užit své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše)

V Ostravě dne 26. dubna 2013

Eliška Stiborová

....

Eliška Stiborová

Adresa trvalého pobytu studenta

Horymírova 1173/2, Havířov – Město

Seznam příloh

Příloha č. 1: Výsledky zpětného testování u prvního modelu – NR

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HUF	50	24	37	2,76693	0,00283
	100	24	49	5,24849	7,6677x10^-8
	250	24	47	4,83489	6,66083x10^-7
	500	24	46	4,62810	1,8452x10^-6
	1 000	24	30	1,31936	0,09352

Kupiecův test do první výjimky				Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Měna	LR_{POF}	Měna
HUF	50	0,73940	0,38985	6,52969	0,01061
	100	0,41208	0,52092	21,02970	4,52227x10^-6
	250	0,45611	0,49945	18,15160	0,00002
	500	0,47949	0,48866	16,77730	0,00004
	1 000	1,02458	0,31144	1,60364	0,20539

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HUF	50	0,25950	0,61047	6,78919	0,03355
	100	0,00002	0,99689	21,02970	0,00003
	250	0,00451	0,94644	18,15610	0,00011
	500	0,01206	0,91256	16,78930	0,00023
	1 000	3,57416	0,05869	5,17780	0,07510

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Měna
HUF	50	45,38120	0,11242	51,91090	0,04184
	100	80,57000	0,00166	101,60000	0,00001
	250	95,25070	0,00002	113,40200	1,28608x10^-7
	500	122,85700	2,21727x10^-9	139,63500	1,26749x10^-11
	1 000	96,59420	9,26504x10^-10	98,19790	9,90404x10^-10

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
HUF	50	zelená	3,0
	100	zelená	3,0
	250	žlutá	3,5
	500	žlutá	3,8
	1 000	žlutá	3,4

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
CZK	50	24	41	3,59412	0,00016
	100	24	46	4,62810	1,8452x10^-6
	250	24	46	4,62810	1,8452x10^-6
	500	24	59	7,31645	1,27232x10^-13
	1 000	24	47	4,83489	6,66083x10^-7

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	$LR_{POF},$	Významnost
CZK	50	0,61181	0,43411	10,59070	0,00114
	100	0,47949	0,48866	16,77730	0,00004
	250	0,47949	0,48866	16,77730	0,00004
	500	0,23815	0,62555	37,80040	7,83668x10^-10
	1 000	0,45611	0,49945	18,15160	0,00002

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CZK	50	-	-	-	-
	100	0,01206	0,91256	16,78930	0,00023
	250	1,05829	0,30361	17,83550	0,00013
	500	1,29370	0,25537	39,09410	3,24212x10^-9
	1 000	0,96008	0,32717	19,11170	0,00007

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CZK	50	54,84670	0,05907	65,43750	0,00899
	100	77,17140	0,00147	93,94860	0,00003
	250	89,89930	0,00004	106,67700	4,02138x10^-7
	500	135,13500	1,08287x10^-8	172,93500	7,32747x10^-14
	1 000	124,46400	1,29619x10^-9	142,61600	4,45666x10^-12

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
CZK	50	zelená	3,00
	100	žlutá	3,22
	250	žlutá	3,22
	500	žlutá	3,51
	1 000	žlutá	3,24

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
PLN	50	24	42	3,80091	7,20819x10^-5
	100	24	42	3,80091	7,20819x10^-5
	250	24	57	6,90286	2,54841x10^-12
	500	24	72	10,0048	0
	1 000	24	56	6,69606	1,07057x10^-11

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Měna	LR_{POF}	Měna
PLN	50	0,58313	0,44509	11,73320	0,00061
	100	0,58313	0,44509	11,73320	0,00061
	250	0,26752	0,60500	34,14790	5,10776x10^-9
	500	0,09811	0,75411	64,74630	8,88178x10^-16
	1 000	0,28314	0,59465	32,37530	1,27089x10^-8

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
PLN	50	1,51045	0,21907	13,24370	0,00133
	100	1,51045	0,21907	13,24370	0,00133
	250	3,54308	0,05979	37,69100	6,53886x10^-9
	500	4,88351	0,02711	69,62990	7,77156x10^-16
	1 000	1,71416	0,19045	34,08950	3,95875x10^-8

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Měna
PLN	50	45,61190	0,21633	57,34510	0,03705
	100	59,57620	0,01850	71,30940	0,00169
	250	129,08700	1,7029x10^-8	163,23500	3,69704x10^-13
	500	207,11100	1,11022x10^-16	271,85700	0
	1 000	167,72700	4,24105x10^-14	200,10300	0

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
PLN	50	zelená	3,0
	100	zelená	3,0
	250	žlutá	3,5
	500	žlutá	3,8
	1 000	žlutá	3,4

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
MKD	50	24	75	10,62520	0
	100	24	63	8,14363	2,22045x10^-16
	250	24	44	4,21451	0,00001
	500	24	22	-0,33501	0,63119
	1 000	24	12	-2,40297	0,99187

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
MKD	50	0,07621	0,78251	71,68650	0
	100	0,18627	0,66604	45,51810	1,51235x10^-11
	250	0,52919	0,46695	14,16260	0,00017
	500	1,49653	0,22121	0,11486	0,73468
	1 000	2,54738	0,11048	7,04516	0,00795

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
MKD	50	0,05860	0,80873	71,74500	2,22045x10^-16
	100	0,07163	0,78898	45,58970	1,25984x10^-10
	250	0,03842	0,84460	14,20100	0,00082
	500	-	-	-	-
	1 000	-	-	-	-

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
MKD	50	148,60800	2,94488x10^-7	220,29400	1,11022x10^-16
	100	127,81600	8,18447x10^-7	173,33400	1,05049x10^-12
	250	102,60900	5,5241x10^-7	116,77200	9,77518x10^-9
	500	40,43710	0,00658	40,55200	0,00931
	1 000	22,26480	0,02240	29,30990	0,00354

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
MKD	50	žlutá	3,4
	100	žlutá	3,2
	250	zelená	3,0
	500	zelená	3,0
	1 000	zelená	3,0

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
TRY	50	24	44	4,21451	1,25163x10^-5
	100	24	53	6,07567	6,17352x10^-10
	250	24	61	7,73004	5,32907x10^-15
	500	24	73	10,2116	0
	1 000	24	92	14,1407	0

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
TRY	50	0,52919	0,46695	14,16260	0,00017
	100	0,33398	0,56333	27,27970	1,76051x10^-7
	250	0,21112	0,64589	41,59190	1,12458x10^-10
	500	0,09043	0,76363	67,03160	2,22045x10^-16
	1 000	0,00683	0,93412	115,44300	0,00000

		Christoffersenův podmíněný test			
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
TRY	50	-	-	-	-
	100	0,03342	0,85495	27,31310	1,17229x10^-6
	250	7,87870	0,00500	49,47060	1,80964x10^-11
	500	7,02065	0,00806	74,05220	1,11022x10^-16
	1 000	13,85360	0,00020	129,29700	0,00000

		Smíšený Kupiecův test			
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
TRY	50	49,78710	0,22135	63,94970	0,02625
	100	81,91930	0,00389	109,19900	6,04959x10^-6
	250	149,77900	6,11018x10^-11	191,37100	1,11022x10^-16
	500	187,05900	9,4369x10^-14	254,09000	0,00000
	1 000	268,56300	0,00000	384,00600	0,00000

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
TRY	50	zelená	3,0
	100	žlutá	3,4
	250	žlutá	3,6
	500	žlutá	3,8
	1 000	červená	4,0

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HRK	50	24	47	4,83489	6,66083x10^-7
	100	24	44	4,21451	0,00001
	250	24	49	5,24849	7,6677x10^-8
	500	24	58	7,10965	5,81757x10^-13
	1 000	24	59	7,31645	1,27232x10^-13

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
HRK	50	0,45611	0,49945	18,15160	0,00002
	100	0,52919	0,46695	14,16260	0,00017
	250	0,41208	0,52092	21,02970	4,52227x10^-6
	500	0,25253	0,61530	35,95650	2,01775x10^-9
	1 000	0,23815	0,62555	37,80040	7,83668x10^-10

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HRK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	0,78026	0,37706	21,80990	0,00002
	500	1,40668	0,23561	37,36320	7,70359x10^-9
	1 000	19,59680	9,56302x10^-6	57,39720	3,43836x10^-13

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
HRK	50	64,08480	0,04000	82,23640	0,00112
	100	68,59570	0,00782	82,75830	0,00037
	250	95,77580	0,00002	116,80600	7,17559x10^-8
	500	136,67600	4,15796x10^-9	172,63200	4,54081x10^-14
	1 000	124,70200	1,58133x10^-8	162,50200	8,03801x10^-14

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
HRK	50	žlutá	3,2
	100	zelená	3,0
	250	žlutá	3,3
	500	žlutá	3,5
	1 000	žlutá	3,5

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
RON	50	24	50	5,45528	2,44475x10^-8
	100	24	57	6,90286	2,54841x10^-12
	250	24	59	7,31645	1,27232x10^-13
	500	24	62	7,93684	1,11022x10^-15
	1 000	24	70	9,59121	0

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
RON	50	0,39136	0,53158	22,53160	2,0671x10^-6
	100	0,26752	0,60500	34,14790	5,10776x10^-9
	250	0,23815	0,62555	37,80040	7,83668x10^-10
	500	0,19843	0,65599	43,53840	4,15713x10^-11
	1 000	0,11465	0,73491	60,26230	8,32667x10^-15

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
RON	50	8,29943	0,00397	30,83110	2,01891x10^-7
	100	9,22268	0,00239	43,37060	3,82114x10^-10
	250	19,59680	9,56302x10^-6	57,39720	3,43836x10^-13
	500	31,03110	2,53921x10^-8	74,56960	1,11022x10^-16
	1 000	25,36200	4,75194x10^-7	85,62420	0,00000

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
RON	50	76,31630	0,00180	98,84790	6,53689x10^-6
	100	97,08490	0,00007	131,23300	5,34108x10^-9
	250	108,82700	1,96465x10^-6	146,62700	1,99616x10^-11
	500	103,75400	8,36575x10^-6	147,29200	1,59246x10^-11
	1 000	129,37200	1,50805x10^-7	189,63400	6,66134x10^-16

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
RON	50	žlutá	3,3
	100	žlutá	3,5
	250	žlutá	3,5
	500	žlutá	3,6
	1 000	žlutá	3,8

Příloha č. 2: Výsledky zpětného testování u druhého modelu – VG rozdělení

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HUF	50	24	21	-0,54181	0,70602
	100	24	28	0,90577	0,18253
	250	24	28	0,90577	0,18253
	500	24	18	-1,16219	0,87742
	1 000	24	15	-1,78258	0,96267

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
HUF	50	1,57170	0,20996	0,30494	0,58080
	100	1,12480	0,28889	0,77441	0,37886
	250	1,12480	0,28889	0,73742	0,39049
	500	1,82792	0,17637	0,77441	0,37886
	1 000	2,14385	0,14314	3,65043	0,05605

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HUF	50	-	-	-	-
	100	0,90169	0,34233	1,67610	0,43255
	250	-	-	-	-
	500	-	-	-	-
	1 000	-	-	-	-

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
HUF	50	25,40980	0,18620	25,71480	0,21753
	100	28,46720	0,33586	29,24170	0,34928
	250	46,58910	0,01099	47,32650	0,01265
	500	39,26090	0,00164	40,73240	0,00166
	1 000	49,47730	7,46749x10^-6	53,12780	3,67184x10^-6

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
HUF	50	žlutá	3
	100	žlutá	3
	250	žlutá	3
	500	žlutá	3
	1 000	zelená	3

			Test bezpodmínečného pokrytí		
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
CZK	50	24	27	0,69897	0,24229
	100	24	34	2,14654	0,01591
	250	24	32	1,73295	0,04155
	500	24	42	3,80091	0,00007
	1 000	24	29	1,11256	0,13295
			Kupiecův test do první výjimky		**Kupiecův nepodmíněný test**
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
CZK	50	1,17879	0,27760	0,46701	0,49437
	100	0,85065	0,35637	4,05628	0,04401
	250	0,93357	0,33394	2,70316	0,10015
	500	0,58313	0,44509	11,73320	0,00061
	1 000	1,07345	0,30017	1,15410	0,28269
			Christoffersenův podmíněný test		
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CZK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	-	-	-	-
	500	0,08042	0,77673	11,81360	0,00272
	1 000	0,80625	0,36923	1,96035	0,37525
			Smíšený Kupiecův test		
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CZK	50	22,57270	0,65700	23,03970	0,68288
	100	53,67660	0,01292	57,73290	0,00674
	250	56,58150	0,00334	59,28460	0,00235
	500	97,58030	1,02289x10^-6	109,31300	3,9755x10^-8
	1 000	65,09160	0,00005	66,24570	0,00006
			Basilejský semafor		
Měna	Interval	Zóna	b_t		
CZK	50	zelená	3		
	100	zelená	3		
	250	zelená	3		
	500	zelená	3		
	1 000	zelená	3		

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
PLN	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	26	0,49218	0,31130
	250	24	40	3,38732	0,00035
	500	24	36	2,56014	0,00523
	1 000	24	30	1,31936	0,09352
		Kupiecův test do první výjimky		**Kupiecův nepodmíněný test**	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
PLN	50	1,49653	0,22121	0,11486	0,73468
	100	1,23563	0,26632	0,23457	0,62816
	250	0,64172	0,42309	9,49786	0,00206
	500	0,77487	0,37872	5,64827	0,01747
	1 000	1,02458	0,31144	1,60364	0,20539
		Christoffersenův podmíněný test			
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
PLN	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	8,14112	0,00433	17,63900	0,00015
	500	9,68666	0,00186	15,33490	0,00047
	1 000	3,69042	0,05473	5,29406	0,07086
			Smíšený Kupiecův test		
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
PLN	50	15,12760	0,81650	15,24240	0,85163
	100	30,54790	0,20443	30,78240	0,23647
	250	83,99630	6,57748x10^-6	93,49410	5,26674x10^-7
	500	85,18450	5,97624x10^-7	90,83280	1,53216x10^-7
	1 000	85,40220	5,59088x10^-8	87,00580	5,78114x10^-8
			Basilejský semafor		
Měna	Interval	Zóna	b_t		
PLN	50	zelená	3		
	100	zelená	3		
	250	zelená	3		
	500	zelená	3		
	1 000	zelená	3		

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
MKD	50	24	47	4,83489	6,66083x10^-7
	100	24	42	3,80091	0,00007
	250	24	27	0,69897	0,24229
	500	24	12	-2,40297	0,99187
	1 000	24	10	-2,81656	0,99757

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
MKD	50	0,45611	0,49945	18,15160	0,00002
	100	0,58313	0,44509	11,73320	0,00061
	250	1,17879	0,27760	0,46701	0,49437
	500	0,00255	0,11048	7,04516	0,00795
	1 000	2,88959	0,08915	10,12900	0,00146

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
MKD	50	0,00451	0,94644	18,15610	0,00011
	100	1,57445	0,20956	13,30770	0,00129
	250	-	-	-	-
	500	-	-	-	-
	1 000	-	-	-	-

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
MKD	50	62,30980	0,04451	80,46140	0,00125
	100	69,22410	0,00203	80,95730	0,00014
	250	45,76130	0,00970	46,22830	0,01202
	500	23,22110	0,01645	30,26630	0,00255
	1 000	19,41040	0,02192	29,53940	0,00102

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
MKD	50	žlutá	3,2
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
TRY	50	24	25	0,28538	0,38768
	100	24	28	0,90577	0,18253
	250	24	39	3,18052	0,00074
	500	24	44	4,21451	0,00001
	1 000	24	48	5,04169	2,30719x10^-7

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
TRY	50	1,29555	0,25503	0,07992	0,77741
	100	1,12480	0,28889	0,77441	0,37886
	250	0,67291	0,41204	8,45587	0,00364
	500	0,52919	0,46695	14,16260	0,00017
	1 000	0,43365	0,51020	19,56940	9,70123x10^-6

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
TRY	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	1,91770	0,16611	10,37360	0,00559
	500	3,64844	0,05612	17,81100	0,00014
	1 000	12,87120	0,00033	32,44060	9,02853x10^-8

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
TRY	50	24,00180	0,46150	24,08170	0,51466
	100	40,21410	0,04892	40,98860	0,05384
	250	71,24240	0,00042	79,69830	0,00006
	500	104,29400	1,21613x10^-7	118,45700	1,89357x10^-9
	1 000	102,21800	3,86716x10^-7	121,78800	1,06547x10^-9

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
TRY	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	žlutá	3,3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HRK	50	24	41	3,59412	0,00016
	100	24	33	1,93975	0,02621
	250	24	34	2,14654	0,01591
	500	24	31	1,52616	0,06349
	1 000	24	35	2,35334	0,00930

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
HRK	50	0,61181	0,43411	10,59070	0,00114
	100	0,89116	0,34516	3,34898	0,06725
	250	0,85065	0,35637	4,05628	0,04401
	500	0,97800	0,32269	2,12071	0,14532
	1 000	0,81192	0,36756	4,82327	0,02808

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HRK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	-	-	-	-
	500	-	-	-	-
	1 000	14,92100	0,00011	19,74430	0,00005

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
HRK	50	67,07520	0,00465	77,66600	0,00047
	100	50,78810	0,01869	54,13710	0,01161
	250	63,39490	0,00114	67,45120	0,00055
	500	65,38330	0,00020	67,50400	0,00016
	1 000	70,58640	0,00003	75,40970	8,83434x10^-6

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
HRK	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
RON	50	24	30	1,31936	0,09352
	100	24	39	3,18052	0,00074
	250	24	35	2,35334	0,00930
	500	24	43	4,00771	0,00003
	1 000	24	46	4,62810	1,8452x10^-6

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
RON	50	1,02458	0,31144	1,60364	0,20539
	100	0,67291	0,41204	8,45587	0,00364
	250	0,81192	0,36756	4,82327	0,02808
	500	0,55561	0,45604	12,92420	0,00032
	1 000	0,47949	0,48866	16,77730	0,00004

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
RON	50	-	-	-	-
	100	4,81634	0,02819	13,27220	0,00131
	250	10,11030	0,00147	14,93360	0,00057
	500	15,35860	0,00009	28,28280	7,21879x10^-7
	1 000	18,31740	0,00002	35,09470	2,39488x10^-8

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
RON	50	48,74180	0,01230	50,34540	0,01142
	100	60,95840	0,00423	69,41430	0,00069
	250	57,99880	0,00160	62,82210	0,00062
	500	66,22020	0,00158	79,14440	0,00007
	1 000	79,89570	0,00008	96,67300	8,42098x10^-7

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
RON	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	žlutá	3,2

Příloha č. 3: Výsledky zpětného testování u třetího modelu – NIG rozdělení

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HUF	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	29	1,11256	0,13295
	250	24	29	1,11256	0,13295
	500	24	19	-0,95540	0,83031
	1 000	24	15	-1,78258	0,96267

		Kupiecův test do první výjimky		**Kupiecův nepodmíněný test**	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Měna	LR_{POF}	Významnost
HUF	50	1,49653	0,22121	0,11486	0,73468
	100	1,07345	0,30017	1,15410	0,28269
	250	1,07345	0,30017	0,97824	0,32263
	500	1,73685	0,18754	0,97824	0,32263
	1 000	2,14385	0,14314	3,65043	0,05605

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HUF	50	-	-	-	-
	100	0,80625	0,36923	1,96035	0,37525
	250	-	-	-	-
	500	-	-	-	-
	1 000	-	-	-	-

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
HUF	50	31,08400	0,26771	32,23810	0,26493
	100	31,08400	0,26771	32,23810	0,26493
	250	49,06870	0,00820	50,22280	0,00855
	500	41,09260	0,00148	42,07080	0,00173
	1 000	49,47730	7,46749x10^-6	53,12780	3,67184x10^-6

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
HUF	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
CZK	50	24	29	1,08958	0,13795
	100	24	35	2,32774	0,00996
	250	24	34	2,12138	0,01695
	500	24	44	4,21451	0,00001
	1 000	24	35	2,32774	0,00996

Kupiecův test do první výjimky				Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Měna	LR_{POF}	Významnost
CZK	50	1,07345	0,30017	1,10856	0,29240
	100	0,81192	0,36756	4,72633	0,02970
	250	0,85065	0,35637	3,96792	0,04638
	500	0,52919	0,46695	13,98830	0,00018
	1 000	0,81192	0,36756	4,72633	0,02970

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
CZK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	0,42767	0,51313	4,39560	0,11105
	500	0,04002	0,84145	14,02830	0,00090
	1 000	2,66883	0,10233	7,39517	0,02478

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
CZK	50	24,57430	0,65089	25,72840	0,63997
	100	57,65380	0,00687	62,47710	0,00291
	250	63,00190	0,00087	66,96980	0,00043
	500	102,27500	6,12825x10^-7	116,26300	1,1552x10^-8
	1 000	74,36930	0,00003	79,09570	0,00001

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
CZK	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

			Test bezpodmínečného pokrytí		
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
PLN	50	24	22	-0,33501	0,63119
	100	24	26	0,47050	0,31900
	250	24	41	0,00016	0,00000
	500	24	36	2,56014	0,00523
	1 000	24	29	1,11256	0,13295

		Kupieců test do první výjimky		Kupieců nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
PLN	50	1,49653	0,22121	0,11486	0,73468
	100	1,23563	0,26632	0,23457	0,62816
	250	0,61181	0,43411	10,59070	0,00114
	500	0,77487	0,37872	5,64827	0,01747
	1 000	1,07345	0,30017	1,15410	0,28269

			Christoffersenův podmíněný test		
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
PLN	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	7,78855	0,00526	18,37930	0,00010
	500	9,68666	0,00186	15,33490	0,00047
	1 000	3,92980	0,04744	5,08390	0,07871

			Smíšený Kupieců test		
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Měna
PLN	50	15,12760	0,81650	15,24240	0,85163
	100	30,61650	0,20204	30,85100	0,23387
	250	85,68680	6,22384x10^-6	96,27750	3,55199x10^-7
	500	85,18450	5,97624x10^-7	90,83280	1,53216x10^-7
	1 000	84,05700	4,89968x10^-8	85,21110	5,98664x10^-8

			Basilejský semafor
Měna	Interval	Zóna	b_t
PLN	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
MKD	50	24	51	5,66208	7,47751x10^-9
	100	24	46	4,62810	1,8452x10^-6
	250	24	31	1,52616	0,06349
	500	24	16	-1,57579	0,94246
	1 000	24	9	-3,02336	0,99875

Kupiecův test do první výjimky				Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
MKD	50	0,37146	0,54221	24,07450	9,26797x10^-7
	100	0,47949	0,48866	16,77730	0,00004
	250	0,97800	0,32269	2,12071	0,14532
	500	2,03052	0,15417	2,80064	0,09423
	1 000	3,09217	0,07867	11,96360	0,00054

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
MKD	50	0,01010	0,91995	24,08460	5,88974x10^-6
	100	1,10982	0,29212	17,88710	0,00013
	250	0,63508	0,42550	2,75579	0,25211
	500	-	-	-	-
	1 000	-	-	-	-

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
MKD	50	72,93910	0,01486	97,01360	0,00008
	100	70,54330	0,00508	87,32060	0,00011
	250	54,84130	0,00259	56,96200	0,00211
	500	32,31540	0,00583	35,11610	0,00383
	1 000	19,39460	0,01289	31,35820	0,00026

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
MKD	50	žlutá	3,3
	100	žlutá	3,2
	250	zelená	3
	500	zelená	3
	1 000	zelená	3

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
TRY	50	24	24	0,05778	0,47696
	100	24	29	1,08958	0,13795
	250	24	41	3,56590	0,00018
	500	24	46	4,59770	2,13594x10^-6
	1 000	24	51	5,62949	9,03691x10^-9

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
TRY	50	1,35881	0,24375	0,00333	0,95401
	100	1,07345	0,30017	1,10856	0,29240
	250	0,61181	0,43411	10,44230	0,00123
	500	0,47949	0,48866	16,58580	0,00005
	1 000	0,37146	0,54221	23,83990	1,04692x10^-6

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
TRY	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	4,34110	0,03720	14,78340	0,00062
	500	3,26131	0,07093	19,84710	0,00005
	1 000	11,59130	0,00066	35,43120	2,024x10^-8

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
TRY	50	21,23910	0,56649	21,24530	0,62422
	100	41,11690	0,05239	42,27100	0,05308
	250	78,31310	0,00009	88,75530	6,10412x10^-6
	500	106,82500	1,46761x10^-7	123,41100	1,0694x10^-9
	1 000	119,22100	7,37681x10^-9	143,06100	3,80984x10^-12

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
TRY	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	žlutá	3,2
	1 000	žlutá	3,3

	Test bezpodmínečného pokrytí				
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
HRK	50	24	37	2,76693	0,00283
	100	24	36	2,56014	0,00523
	250	24	37	2,76693	0,00283
	500	24	36	2,56014	0,00523
	1 000	24	39	3,18052	0,00074

	Kupiecův test do první výjimky			Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
HRK	50	1,35881	0,243745	6,52969	0,01061
	100	1,07345	0,300167	5,64827	0,01747
	250	0,611814	0,434106	6,52969	0,01061
	500	0,479486	0,488655	5,64827	0,01747
	1 000	0,37146	0,54221	8,45587	0,00364

	Christoffersenův podmíněný test				
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
HRK	50	-	-	-	-
	100	-	-	-	-
	250	-	-	-	-
	500	0,30906	0,57826	5,95733	0,05086
	1 000	12,81730	0,00034	21,27320	0,00002

	Smíšený Kupiecův test				
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
HRK	50	43,16260	0,19180	49,69230	0,07932
	100	55,03210	0,01683	60,68030	0,00620
	250	74,75010	0,00016	81,27970	0,00004
	500	74,52480	0,00007	80,17300	0,00002
	1 000	79,04510	0,00001	87,50090	1,33088x10^-6

	Basilejský semafor		
Měna	Interval	Zóna	b_t
HRK	50	0,73940	0,38985
	100	0,77487	0,37872
	250	0,73940	0,38985
	500	0,77487	0,37872
	1 000	0,67291	0,41204

Test bezpodmínečného pokrytí					
Měna	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
RON	50	24	32	1,70866	0,04376
	100	24	40	3,38732	0,00035
	250	24	37	2,76693	0,00283
	500	24	45	4,42130	4,9054x10^-6
	1 000	24	49	5,24849	7,6677x10^-8

		Kupiecův test do první výjimky		Kupiecův nepodmíněný test	
Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost	LR_{POF}	Významnost
RON	50	0,93357	0,33394	2,63194	0,10473
	100	0,64172	0,42309	9,49786	0,00206
	250	0,73940	0,38985	6,52969	0,01061
	500	0,50383	0,47782	15,44730	0,00008
	1 000	0,41208	0,52092	21,02970	4,52227x10^-6

Christoffersenův podmíněný test					
Měna	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
RON	50	-	-	-	-
	100	8,14112	0,00433	17,63900	0,00015
	250	9,27865	0,00232	15,80830	0,00037
	500	14,31780	0,00015	29,76510	3,44025x10^-7
	1 000	16,61550	37,64520	37,64520	6,69051x10^-9

Smíšený Kupiecův test					
Měna	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
RON	50	49,92280	0,01706	52,62600	0,01225
	100	61,19380	0,00400	70,69170	0,00049
	250	60,63950	0,00164	67,16920	0,00040
	500	70,06400	0,00118	85,51120	0,00002
	1 000	88,70130	0,00002	109,73100	5,787x10^-8

Basilejský semafor			
Měna	Interval	Zóna	b_t
RON	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	žlutá	3,2
	1 000	žlutá	3,3

Příloha č. 4 : Srovnání zpětného měny CHF na hladině spolehlivosti 99 % a 95 %

Test bezpodmínečného pokrytí					
α	Interval	Předpoklad	Skutečnost	N	Významnost
0,01	50	33	59	4,62730	1,85236x10^-6
	100	32	50	3,15716	0,00080
	1 000	23	72	10,19120	0,00000
0,05	50	166	164	-0,16718	0,56638
	100	164	160	0,13430	0,61362
	1 000	119	139	1,92188	0,02731

Kupiecův test do první výjimky			
α	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
0,01	50	0,23815	0,62555
	100	0,39136	0,53158
	1 000	0,09811	0,75411
0,05	50	10,51950	0,00118
	100	10,15860	0,00144
	1 000	8,28668	0,00399

α	Kupiecův nepodmíněný test		
	Interval	LR_{POF}	Významnost
0,01	50	17,28610	0,00003
	100	8,52765	0,00350
	1 000	66,61220	3,33067x10^-16
0,05	50	0,02806	0,86697
	100	0,08397	0,77198
	1 000	3,50869	0,06105

Christoffersenův podmíněný test					
α	Interval	LR_{IND}	Významnost	LR_{CHP}	Významnost
0,01	50	11,74400	0,00061	29,03000	4,96827x10^-7
	100	15,23980	0,00009	23,76740	6,90185x10^-6
	1 000	12,90600	0,00033	79,51820	0,00000
0,05	50	3,98730	0,04584	4,01536	0,13430
	100	3,21136	0,07313	3,29534	0,19250
	1 000	12,37450	0,00044	15,88320	0,00036

Smíšená Kupiecův test					
α	Interval	LR_{NEZ}	Významnost	LR_{MIX}	Významnost
0,01	50	75,96320	0,01675	93,24920	0,00053
	100	73,37530	0,00265	81,90200	0,00045
		189,76300	6,99441x10^-15	256,37500	0,00000
0,05	50	131,13600	0,85091	131,16400	0,86385
	100	176,66600	0,04264	176,75000	0,04762
	1 000	197,78000	7,73368x10^-6	201,28900	7,73368x10^-6